

# Maladies chroniques et blessures au Canada

Volume 33 • numéro 4 • septembre 2013

## Dans ce volume

- 219 Mortalité par cause en fonction du niveau de compétence professionnelle au Canada : une étude de suivi sur 16 ans
- 231 Hospitalisations pour blessures non intentionnelles chez les adultes au Canada, dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone
- 247 La bronchite chronique chez les Autochtones – prévalence et facteurs associés
- 255 Évolution de la mortalité associée aux chutes chez les personnes âgées au Québec, 1981 à 2009
- 266 Meilleure estimation du fardeau que représentent les facteurs de risque de maladie chronique pour la santé et l'économie au Manitoba
- 278 Estimation du risque de cancer lié à l'exposition au tritium dans le cadre des activités courantes de la centrale nucléaire de Pickering (Ontario)
- 290 Étude sur les systèmes d'échange des connaissances pour la santé des jeunes et la prévention des maladies chroniques : étude de cas menée dans trois provinces
- 301 Méthodologie de l'Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension de 2009
- 312 Forum pancanadien – Nos méthodes d'identification et de recension des Autochtones influent-elles sur l'évaluation du fardeau de la maladie de ce groupe de population?



**Maladies chroniques  
et blessures au Canada**  
une publication de l'Agence  
de la santé publique du Canada

Comité de rédaction de MCBC

Howard Morrison, Ph. D.  
Rédacteur scientifique en chef

Anne-Marie Ugnat, Ph. D.  
Rédactrice scientifique en chef déléguée

Claire Infante-Rivard, M.D., Ph. D., FRCPC  
Rédactrice scientifique adjointe

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC  
Rédacteur scientifique adjoint

Elizabeth Kristjansson, Ph. D.  
Rédactrice scientifique adjointe

Gavin McCormack, Ph. D.  
Rédacteur scientifique adjoint

Mylène Poulin, B. Sc., B.A.  
Gestionnaire de la rédaction  
613-946-6963

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.  
Gestionnaire-adjoint de la rédaction

Lesley Doering, M.T.S.  
Agence de la santé publique du Canada

Robert Geneau, Ph. D.  
Centre de recherches pour le développement  
international

Brent Hagel, Ph. D.  
University of Calgary

Isra Levy, M.B., FRCPC, FACPM  
Santé publique Ottawa

Lesli Mitchell, M.A.  
Centers for Disease Control and Prevention

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC  
University of Calgary

Kerry Robinson, Ph. D.  
Agence de la santé publique du Canada

Robert A. Spasoff, M.D.  
Université d'Ottawa

Richard Stanwick, M.D., FRCPC, FAAP  
Vancouver Island Health Authority

Ania Syrowatka, M. Sc.  
Université McGill

Andreas T. Wielgosz, M.D., Ph. D., FRCPC  
Agence de la santé publique du Canada

Russell Wilkins, M. Urb.  
Statistique Canada

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle présentant des données probantes récentes sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à une évaluation provenant des secteurs public et privé et rend compte de recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques et blessures au Canada  
Agence de la santé publique du Canada  
785, avenue Carling,  
Indice de l'adresse : 6806B  
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : 613-941-2057  
Courriel : [cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca](mailto:cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca)

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE  
SciSearch® et Journal Citation Reports/  
Science Edition

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique  
— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.

© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2013  
ISSN 1925-6531  
Pub. 130072

On peut consulter cette publication par voie électronique dans le site Web [www.santepublique.gc.ca/mcbc](http://www.santepublique.gc.ca/mcbc)  
Also available in English under the title: Chronic Diseases and Injuries in Canada

# Mortalité par cause en fonction du niveau de compétence professionnelle au Canada : une étude de suivi sur 16 ans

M. Tjepkema, M.H.P. (1); R. Wilkins, M. Urb. (1, 2); A. Long, M.A. (3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** Les données sur la mortalité par profession n'étant pas facilement accessibles au Canada, nous avons analysé des données issues du recensement pour étudier les taux de mortalité par cause au sein de différents groupes de professions hiérarchisés par niveaux de compétence.

**Méthodologie :** Un échantillon de 15 % des répondants de 25 ans et plus au recensement du Canada de 1991 avait été précédemment couplé avec 16 années de données sur la mortalité (1991-2006). Notre analyse est fondée sur une cohorte de 2,3 millions de personnes âgées de 25 à 64 ans au début de l'étude, au sein de laquelle 164 332 décès ont été enregistrés au cours de la période de suivi. Les professions ont été classées conformément à la Classification nationale des professions et ont été réparties en cinq groupes de niveaux de compétence. Les taux de mortalité normalisés selon l'âge (TMNA), les rapports de taux (RT), les différences de taux (DT) et la surmortalité ont été calculés par niveau de compétence professionnelle pour différentes causes de décès.

**Résultats :** Les TMNA variaient clairement selon le niveau de compétence : ils étaient plus élevés chez les personnes occupant un poste non spécialisé (et chez celles sans emploi) et moins élevés chez celles occupant un poste professionnel. Chez les hommes, les RT toutes causes confondues étaient de 1,16, 1,40, 1,63 et 1,83 à mesure que le niveau de compétence professionnelle diminuait et en référence au groupe des professionnels. Chez les femmes, le gradient était moins prononcé : 1,23, 1,24, 1,32 et 1,53. Nous avons observé ce gradient pour la plupart des causes de décès. Les RT concernant les niveaux de compétence les plus faibles par rapport aux plus élevés étaient supérieurs à 2 pour le VIH/sida, le diabète sucré, le suicide et le cancer du col de l'utérus, ainsi que pour les causes de décès associées au tabagisme et à la consommation excessive d'alcool.

**Conclusion :** Les gradients de la mortalité par niveau de compétence professionnelle étaient clairs pour la plupart des causes de décès. Ces résultats fournissent des indicateurs de référence détaillés sur la mortalité par cause qui n'étaient pas disponibles au Canada auparavant.

**Mots-clés :** statut socioéconomique, mortalité différentielle, niveau de compétence professionnelle, Canada

## Introduction

La relation entre la profession d'un individu et la mortalité est bien connue. Les

résultats de l'étude Whitehall ont révélé un gradient social inverse : le nombre de décès par coronopathie était plus élevé chez les fonctionnaires britanniques qui

occupaient un poste nécessitant peu ou pas de compétences, et moins élevé chez les fonctionnaires qui occupaient un poste nécessitant davantage de compétences, un niveau de scolarité plus élevés ou d'autres qualifications<sup>1</sup>. Des gradients sociaux similaires relatifs à la mortalité ont été observés dans d'autres pays et pour d'autres professions<sup>2,7</sup>.

Le lien entre la santé et la profession est complexe. On a émis l'hypothèse que les professions avaient une incidence sur la santé en raison de facteurs matériels et psychosociaux et de l'exposition à des conditions ou des matières dangereuses sur les lieux de travail<sup>7,12</sup>. Par exemple, les personnes exerçant les professions les plus spécialisées, lesquelles ont tendance à être mieux rémunérées, peuvent avoir un meilleur accès à des ressources matérielles favorisant les pratiques saines en matière de santé, comme un logement et une nourriture de bonne qualité. En outre, la profession peut avoir une influence positive ou négative sur la santé en fonction des exigences et des gratifications particulières associées à différents types de travail : réseaux sociaux, stress lié au travail, degré d'autonomie et de contrôle par rapport aux conditions de travail<sup>9,10,12,14</sup>. L'exposition à des matières dangereuses sur les lieux de travail varie elle aussi en fonction de la profession et contribue aux écarts entre taux de mortalité.

Au Canada, les études de grande envergure basées sur une population et portant sur la mortalité par profession sont moins fréquentes qu'ailleurs. Cela s'explique en partie par le fait que l'information sur la profession habituellement incluse dans les

Rattachement des auteurs :

1. Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada

2. Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

3. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

**Correspondance :** Michael Tjepkema, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, RHC-24Q, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; tél. : 613-951-3896; téléc. : 613-951-3959; courriel : michael.tjepkema@statcan.gc.ca

enregistrements de décès de la plupart des provinces n'est pas saisie ou codée dans un format lisible par machine. Plusieurs études de suivi fondées sur le couplage de dossiers ont néanmoins examiné le lien entre profession et mortalité, chacune faisant ressortir des taux de mortalité plus élevés chez les professions exigeant des niveaux de compétence plus faibles<sup>15-18</sup>. Leurs résultats ont été limités en raison de la proportion de la population étudiée (géographiquement ou par âge, sexe ou profession), la petite taille des échantillons, le manque d'information à propos des causes de décès ou une combinaison de ces facteurs.

Récemment, des données de recensement provenant d'un échantillon de 15 % de la population canadienne âgée de 25 ans et plus ont été associées à des données sur la mortalité sur une période d'environ 16 ans<sup>19,20</sup>. Les résultats des 11 premières années de suivi ont révélé que les taux de mortalité globaux et les taux de mortalité liée au suicide, aux blessures accidentelles et à des causes susceptibles d'être évitées par intervention médicale diminuaient graduellement à mesure que le niveau de compétence professionnelle augmentait<sup>19,21-23</sup>. Cependant, ces résultats n'ont pas été analysés en utilisant un large éventail de causes de décès.

L'objectif de notre analyse est d'utiliser l'ensemble des données interreliées sur une période de 16 ans pour étudier, en fonction des groupes de causes de décès de l'étude Charge mondiale de morbidité, les taux de mortalité par niveau de compétence professionnelle chez les membres de la cohorte âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, ainsi que d'examiner les causes de décès selon trois facteurs de risque (tabagisme, consommation d'alcool et consommation de drogues) et les décès avant l'âge de 75 ans susceptibles d'être évités par intervention médicale.

## Méthodologie

### Source de données

Notre étude repose sur une analyse secondaire des données de 1991 à 2006 issues de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement<sup>19,20</sup>.

Pour être admissible à la cohorte, il fallait être âgé de 25 ans ou plus et avoir rempli le questionnaire long du recensement de 1991, ce qui excluait les personnes vivant en établissement (p. ex. hôpitaux, maisons de soins infirmiers et prisons). Pour faire l'objet d'un suivi de la mortalité, les répondants au recensement visés par l'étude devaient d'abord être couplés à un fichier de noms crypté extrait des données non financières des déclarants. Environ 80 % des répondants au recensement visés par l'étude ( $n = 2\,860\,244$ ) ont été appariés avec le fichier de noms. Un échantillon aléatoire de répondants ( $n = 125\,409$ ) a ensuite été retiré pour réduire la taille de la cohorte finale ( $n = 2\,734\,835$ ) à 15 % de la population canadienne âgée de 25 ans ou plus au recensement de 1991, comme le précise le protocole sur le couplage des enregistrements. Cette cohorte a ensuite été couplée à la Base canadienne de données sur la mortalité (du 4 juin 1991 au 31 décembre 2006) à l'aide de méthodes de couplage probabiliste fondées principalement sur les noms et les dates de naissance<sup>24</sup>. En l'absence de couplage avec les enregistrements de décès, on a généralement pu déterminer le statut relatif au suivi (vivant, décédé, émigré ou perdu de vue) à partir des données sur les déclarants<sup>19,20</sup>. Notre analyse s'est limitée aux personnes âgées de 25 à 64 ans au début de l'étude ( $n = 2\,312\,400$ ). Dans cet échantillon, environ 2 millions de personnes exerçaient une profession codée et 6 % d'entre elles sont décédées au cours de la période de suivi. Environ 313 400 membres de la cohorte des 25-64 ans n'exerçaient pas de profession codée. Le tableau 1 présente les effectifs de la cohorte, les années-personnes à risque et le nombre de décès en fonction du niveau de compétence professionnelle, du groupe d'âge et du sexe.

### Définitions

Les occupations ont été codées en fonction du type de travail qu'exerçaient les répondants dans la semaine précédant le recensement de 1991 ou, dans le cas où les personnes étaient sans emploi au cours de la semaine en question, en fonction de l'emploi qu'elles avaient occupé le plus longtemps depuis le 1<sup>er</sup> janvier 1990. On a

demandé aux répondants d'indiquer le type de travail qu'ils exécutaient, de même que les activités ou tâches les plus importantes de ce travail<sup>25</sup>. Cette information a ensuite été codée selon les catégories professionnelles de la Classification nationale des professions de 1990<sup>26</sup>. Le niveau de compétence de chacune des professions a été ensuite associé à l'une des catégories suivantes : poste professionnel, poste de gestion, poste spécialisé/technique/de supervision, poste de spécialisation intermédiaire et poste non spécialisé. Le « niveau de compétence » est défini de façon générale comme la quantité et le type de scolarité et de formation exigés pour accéder à un poste et exécuter les tâches qui y sont rattachées. Dans la Classification nationale des professions, aucun niveau de compétence n'a été associé aux postes de gestion, car certains facteurs autres que la scolarité et la formation (par exemple l'expérience préalable) sont souvent plus déterminants à l'embauche à de tels postes. Pour les fins de notre étude, les gestionnaires ont été classés entre les catégories « poste professionnel » et « poste de supervision ». Les répondants qui n'ont pas travaillé au cours de la période de référence ont été classés dans une catégorie à part, « sans profession », qui comprend les chômeurs de longue date, les étudiants adultes, les parents au foyer, les personnes dans l'incapacité de travailler et toute autre personne n'ayant pas travaillé au cours de la période de référence.

### Techniques d'analyse

Pour chacun des membres de la cohorte, des jours-personnes de suivi ont été calculés pour la période allant du début du recensement (le 4 juin 1991) à la date du décès, celle de l'émigration ou celle de la fin de l'étude (le 31 décembre 2006). Ensuite, les années-personnes à risque ont été calculées en divisant les jours-personnes de suivi par 365,25. Pour calculer les taux de mortalité normalisés selon l'âge (TMNA), on a utilisé les taux de mortalité selon l'âge au début de l'étude, le sexe et le niveau de compétence professionnelle par groupe d'âge de cinq ans, la structure démographique de la cohorte (années-personnes à risque) sans



**TABEAU 1**  
**Membres de la cohorte, années-personnes à risque et décès déterminés, selon le groupe d'âge, le sexe et le niveau de compétence professionnelle au début de l'étude, Canada, 1991-2006**

	Hommes			Femmes		
	Membres de la cohorte (n)	APAR	Décès déterminés (n)	Membres de la cohorte (n)	APAR	Décès déterminés (n)
<b>De 25 à 64 ans (début étude)</b>						
Sans profession	85 000	1 112 820	25 469	228 400	3 319 420	24 048
Toutes les professions	1 073 900	15 872 090	79 176	925 100	13 924 000	35 639
Professionnel	140 300	2 070 010	6 946	158 100	2 381 480	4 445
Poste de gestion	153 400	2 267 990	10 020	64 400	966 430	2 405
Poste spécialisé/technique/de supervision	375 600	5 573 320	27 508	252 300	3 805 080	9 411
Poste de spécialisation intermédiaire	294 500	4 351 650	23 592	352 500	5 304 770	14 241
Poste non spécialisé	110 100	1 609 130	11 110	97 800	1 466 250	5 137
<b>De 25 à 44 ans (début étude)</b>						
Sans profession	25 000	353 230	2 493	118 600	1 764 980	3 854
Toutes les professions	700 600	10 489 520	20 574	646 500	9 772 560	11 569
Professionnel	92 800	1 373 680	1 839	113 900	1 718 170	1 653
Poste de gestion	91 100	1 360 990	2 233	44 400	669 300	760
Poste spécialisé/technique/de supervision	246 000	3 700 050	7 010	177 700	2 693 240	3 068
Poste de spécialisation intermédiaire	200 300	3 004 390	6 767	247 300	3 739 050	4 655
Poste non spécialisé	70 400	1 050 410	2 725	63 100	952 800	1 433
<b>De 45 à 64 ans (début étude)</b>						
Sans profession	60 100	759 590	22 976	109 700	1 554 440	20 194
Toutes les professions	373 400	5 382 570	58 602	278 600	4 151 440	24 070
Professionnel	47 400	696 330	5 107	44 100	663 310	2 792
Poste de gestion	62 300	907 000	7 787	20 000	297 120	1 645
Poste spécialisé/technique/de supervision	129 700	1 873 270	20 498	74 600	1 111 840	6 343
Poste de spécialisation intermédiaire	94 200	1 347 260	16 825	105 200	1 565 720	9 586
Poste non spécialisé	39 700	558 720	8 385	34 700	513 450	3 704

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2006<sup>29</sup>.

Abbréviation : APAR, années-personnes à risque.

égard au sexe servant de population de référence.

Les inégalités relatives ont été évaluées en fonction des rapports de taux (RT) et de la surmortalité en pourcentages. Les RT ont été calculés en divisant le TMNA d'un niveau professionnel spécifique (poste non spécialisé, poste de spécialisation intermédiaire, poste spécialisé/technique/de supervision, poste de gestion) par le TMNA des personnes occupant un poste professionnel. Un RT supérieur à 1,00 indique un risque de mortalité accru. Pour calculer la surmortalité en pourcentage, on a soustrait le TMNA des personnes occupant un poste professionnel du TMNA calculé pour l'ensemble de la cohorte, sans égard à la profession, puis divisé ce résultat par le TMNA de tous les

membres de la cohorte actifs sur le plan professionnel et multiplié le tout par 100.

Les inégalités absolues ont été évaluées au moyen des différences de taux (DT) et de la surmortalité absolue. Les DT ont été calculées en soustrayant le TMNA des personnes occupant un poste non spécialisé, un poste de spécialisation intermédiaire, un poste spécialisé/technique/de supervision ou poste de gestion, respectivement, du TMNA calculé pour les personnes occupant un poste professionnel. Une DT supérieure à zéro indique une surmortalité. Pour calculer la surmortalité absolue, nous avons soustrait le TMNA des personnes occupant un poste professionnel du TMNA de tous les membres de la cohorte exerçant une profession. La différence représente le nombre de décès

(pour 100 000) qui auraient hypothétiquement pu être évités si tous les membres de la cohorte exerçant une profession avaient présenté les taux de mortalité des personnes occupant un poste professionnel.

Les intervalles de confiance (IC) à 95 % des TMNA, des RT et des RD ont été calculés en se fondant sur des méthodes décrites dans un ouvrage paru antérieurement<sup>27</sup>.

Les données sur la mortalité comprenaient la cause sous-jacente de décès, codée selon la CIM-9 (*Classification internationale des maladies, 9<sup>e</sup> révision*<sup>28</sup>) pour les décès avant 2000, et selon la CIM-10 (*Classification internationale des maladies, 10<sup>e</sup> révision*<sup>29</sup>) pour les décès entre 2000 et 2006. Les décès ont été regroupés selon les catégories de l'étude sur la

Charge mondiale de morbidité (mise à jour de 2004)<sup>30</sup>. En se fondant sur les définitions usuelles, les causes de décès ont été regroupées par facteurs de risque comportementaux, à savoir les maladies associées au tabagisme<sup>2</sup> (p. ex. cancer de la cavité buccale, du pharynx, de l'oesophage, du larynx, de la trachée, des bronches et du poumon, maladie pulmonaire obstructive chronique), à la consommation d'alcool<sup>2</sup> (p. ex. psychose alcoolique, cirrhose alcoolique du foie et pancréatite, empoisonnement accidentel par l'alcool) et à la consommation de drogues<sup>31</sup> (p. ex. empoisonnement accidentel par les narcotiques et autres drogues, toxicomanie). Nous avons aussi examiné, chez les personnes de moins de 75 ans, les décès susceptibles d'être évités par intervention médicale, comme les décès dus à une maladie vasculaire cérébrale, à une hypertension, à un cancer du sein ou à une pneumonie ou une influenza<sup>2,32</sup>. La définition détaillée des groupes de causes est disponible sur demande.

L'Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement a été approuvée par le Comité des politiques de Statistique Canada après consultation du

Comité de la confidentialité et des mesures législatives de Statistique Canada, de la Division des services d'accès et de contrôle des données et du Commissaire à la protection de la vie privée du Canada.

## Résultats

Sur les 2,3 millions de membres de la cohorte âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, 7 % des hommes et 20 % des femmes n'exerçaient aucune profession codée par le recensement. Sur les 2 millions de membres de la cohorte ayant déclaré exercer une profession, 13 % des hommes et 17 % des femmes occupaient un poste professionnel; 14 % des hommes et 7 % des femmes occupaient un poste de gestion; 35 % des hommes et 27 % des femmes occupaient un poste spécialisé, technique ou de supervision et 27 % des hommes et 38 % des femmes occupaient un poste de spécialisation intermédiaire. Le reste des hommes (10 %) et des femmes (11 %) occupaient un poste non spécialisé (tableau 1).

Comme l'illustre le tableau 2, les TMNA toutes causes de décès confondues, et pour les deux sexes, variaient en fonction du

niveau de compétence professionnelle, les taux de mortalité plus élevés ayant été observés chez les personnes exerçant une profession moins spécialisée. Comparativement aux hommes occupant un poste professionnel, les RT étaient de 1,16 pour ceux occupant un poste de gestion, de 1,40 pour ceux occupant un poste spécialisé, technique ou de supervision, de 1,63 pour ceux occupant un poste de spécialisation intermédiaire et de 1,83 pour ceux occupant un poste non spécialisé. Chez les femmes, les RT correspondants étaient respectivement de 1,23, de 1,24, de 1,32 et de 1,53. Chez les personnes sans profession, les RT étaient de 3,57 pour les hommes et de 2,20 pour les femmes. Les DT servant à comparer les personnes occupant un poste professionnel à celles occupant un poste avec d'autres niveaux de compétence professionnelle étaient les plus élevées pour ce qui était des professions non spécialisées (308 pour 100 000 chez les hommes; 126 pour 100 000 chez les femmes).

Le gradient de mortalité par niveau de compétence professionnelle variait en fonction des groupes de causes de décès (tableaux 3 et 4). Chez les hommes, les RT comparant ceux qui occupaient un poste

TABLEAU 2

Nombre de décès, taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, rapports de taux et différences de taux, selon le niveau de compétence professionnelle et le sexe, membres de la cohorte âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

	Décès	TMNA	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	DT	IC à 95 %
<b>Hommes</b>							
Professionnel (groupe de référence)	6 946	372,8	363,9 à 382,0	1,00	—	0,0	—
Poste de gestion	10 020	433,5	424,8 à 442,3	1,16*	1,13 à 1,20	60,7*	48,1 à 73,3
Poste spécialisé/technique/de supervision	27 508	521,6	515,4 à 527,8	1,40*	1,36 à 1,44	148,8*	137,8 à 159,7
Poste de spécialisation intermédiaire	23 592	606,9	599,1 à 614,8	1,63*	1,58 à 1,67	234,1*	222,1 à 246,0
Poste non spécialisé	11 110	680,8	668,2 à 693,7	1,83*	1,77 à 1,88	308,0*	292,4 à 323,7
Sans profession	25 469	1 331,4	1 307,9 à 1 355,3	3,57*	3,47 à 3,68	958,6*	933,2 à 984,0
<b>Femmes</b>							
Professionnel (groupe de référence)	4 445	237,7	230,1 à 245,7	1,00	—	0,0	—
Poste de gestion	2 405	293,5	281,3 à 306,2	1,23*	1,17 à 1,30	55,7*	41,0 à 70,4
Poste spécialisé/technique/de supervision	9 411	294,9	288,7 à 301,1	1,24*	1,19 à 1,29	57,1*	47,2 à 67,1
Poste de spécialisation intermédiaire	14 241	314,6	309,3 à 320,0	1,32*	1,28 à 1,37	76,8*	67,4 à 86,3
Poste non spécialisé	5 137	364,1	354,1 à 374,3	1,53*	1,47 à 1,60	126,3*	113,6 à 139,1
Sans profession	24 048	522,0	514,6 à 529,5	2,20*	2,12 à 2,28	284,3*	273,5 à 295,0

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2006<sup>30</sup>.

Abréviations : DT, différence de taux; IC, intervalle de confiance; RT, rapport de taux; TMNA, taux de mortalité normalisé selon l'âge.

Remarques : La population type (années-personnes à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition de la cohorte selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

— : sans objet.

\* Écart significatif par rapport aux professionnels ( $p < 0,05$ ).

TABLEAU 3

Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, rapports de taux et surmortalité pour certaines causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, membres de la cohorte de sexe masculin âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

Cause	TMNA		Rapports de taux (référence : professionnels)				Surmortalité <sup>a</sup>	
	Toutes les professions	Professionnel <sup>b</sup>	Poste de gestion	Spécialisé/ technique/ supervision	Poste de spécialisation intermédiaire	Poste non spécialisé	Taux pour 100 000	Surmortalité en pourcentage (%)
Toutes causes confondues	528,2	372,8	1,16	1,40	1,63	1,83	155,4	29,4
Maladies transmissibles	15,6	15,3	0,87	0,88	1,24	1,24	0,4	2,4
VIIH/sida	5,8	8,4	0,64	0,52	0,81	0,68	-2,6	-44,3
Infections respiratoires	4,5	3,1	1,01	1,31	1,09	1,90	1,4	30,2
Maladies non transmissibles	436,2	306,2	1,19	1,41	1,64	1,81	130,0	29,8
Tumeurs malignes	207,1	149,6	1,22	1,40	1,54	1,67	57,5	27,7
Cancer de l'estomac	8,1	5,3	1,33	1,61	1,61	1,85	2,7	33,8
Cancers du colon et du rectum	22,4	18,4	1,18	1,24	1,29	1,31	4,1	18,2
Cancer du foie	5,3	4,4	1,13	1,15	1,22	1,64	0,9	17,0
Cancer du pancréas	11,3	8,8	1,43	1,25	1,38	1,38	2,5	22,4
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	64,9	33,5	1,44	1,94	2,38	2,69	31,5	48,5
Cancer de la prostate	12,6	9,3	1,30	1,47	1,37	1,38	3,3	25,9
Diabète sucré	13,9	9,1	1,17	1,37	1,88	2,24	4,8	34,3
Troubles neuropsychiatriques	15,4	13,3	0,83	1,15	1,26	1,56	2,1	13,3
Troubles de consommation d'alcool	3,2	1,6	0,95	2,01	2,33	3,94	1,6	49,9
Maladie d'Alzheimer et autres démences	3,7	3,5	0,75	1,06	1,14	1,17	0,2	4,1
Maladies cardiovasculaires	148,6	102,0	1,20	1,44	1,70	1,86	46,5	31,3
Cardiopathie ischémique	99,9	67,5	1,22	1,45	1,75	1,91	32,4	32,5
Maladie vasculaire cérébrale	18,1	12,0	1,21	1,52	1,76	1,93	6,2	34,0
Maladies respiratoires	17,1	8,9	1,21	1,82	2,59	2,60	8,2	47,8
Maladie pulmonaire obstructive chronique	11,1	5,3	1,27	1,98	2,99	2,74	5,8	52,5
Maladies de l'appareil digestif	19,0	12,9	1,01	1,41	1,75	2,26	6,1	32,0
Cirrhose	10,2	6,6	1,02	1,46	1,91	2,44	3,6	35,5
Blessures	52,2	32,0	1,08	1,66	1,90	2,39	20,2	38,7
Blessures accidentelles	28,3	16,4	1,13	1,80	1,96	2,56	11,9	42,0
Accidents de la route	10,6	6,9	1,06	1,60	1,83	1,94	3,8	35,3
Blessures intentionnelles	22,3	14,8	0,98	1,49	1,79	2,16	7,5	33,6
Suicides	20,8	14,1	0,96	1,48	1,74	2,11	6,8	32,5

Suite page suivante

TABLEAU 3 (Suite)

Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, rapports de taux et surmortalité pour certaines causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, membres de la cohorte de sexe masculin âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

Cause	TMNA		Rapports de taux (référence : professionnels)				Surmortalité <sup>2</sup>	
	Toutes les professions	Professionnel <sup>b</sup>	Poste de gestion	Spécialisé/technique/supervision	Poste de spécialisation intermédiaire	Poste non spécialisé	Taux pour 100 000	Surmortalité en pourcentage <sup>c</sup> (%)
Maladies liées au tabagisme <sup>a</sup>	91,0	48,3	1,38	1,86	2,34	2,61	42,7	46,9
Maladies liées à l'alcool <sup>a</sup>	10,9	5,7	1,01	1,88	2,35	3,41	5,2	47,7
Maladies liées aux drogues <sup>a</sup>	4,7	3,4	0,80	1,22	1,56	2,68	1,3	27,4
Susceptibles d'être évités par intervention médicale <sup>a</sup> (< 75 ans <sup>d</sup> )	40,1	34,1	0,97	1,14	1,34	1,45	6,1	15,1

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2006.<sup>20</sup>

Abbréviations : TMNA, taux de mortalité normalisés selon l'âge.

Remarque : La population type (années-personnes à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition de la cohorte interne selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

<sup>a</sup> Surmortalité (Toutes les professions – groupe professionnel).

<sup>b</sup> Groupe de référence.

<sup>c</sup> Surmortalité en pourcentage  $[100 \times (\text{Toutes les professions} - \text{groupe professionnel}) / \text{Toutes les professions}]$ .

<sup>d</sup> Les codes détaillés de la CIM sont disponibles sur demande.

<sup>e</sup> Décès avant 75 ans susceptibles d'être évités par intervention médicale, p. ex. dus à une maladie vasculaire cérébrale, à une hypertension, à un cancer du sein ou à une pneumonie ou influenza.

<sup>f</sup> Écart significatif par rapport au taux pour le groupe professionnel ( $p < 0,05$ ).

non spécialisé et ceux qui occupaient un poste professionnel était supérieur à 2 pour les décès dus aux troubles liés à la consommation d'alcool (3,94), à une maladie pulmonaire obstructive chronique (2,74), aux cancers de la trachée, des bronches et du poumon (2,69), aux blessures accidentelles (2,56), à une cirrhose (2,44), au diabète sucré (2,24) et au suicide (2,11) (tableau 3). En revanche, le gradient était inversé pour les décès par VIH/sida (0,68) et il n'était pas statistiquement significatif pour la démence (1,17).

Chez les femmes, le RT de comparaison entre celles qui occupaient un poste non spécialisé et celles qui occupaient un poste professionnel était supérieur à 2 pour les décès dus au cancer du col de l'utérus (3,19), au diabète sucré (2,54), aux troubles liés à la consommation d'alcool (2,42), à une cardiopathie ischémique (2,29), aux cancers de la trachée, des bronches et du poumon (2,24), à une maladie pulmonaire obstructive chronique (2,06) et à une cirrhose (2,05) (tableau 4). En revanche, le gradient était inversé pour les décès par cancer du sein (0,85) et il n'était pas statistiquement significatif pour le cancer de l'estomac (1,35), la démence (1,28), les infections respiratoires (1,24), les cancers du côlon et du rectum (1,13) et le cancer des ovaires (1,35).

La proportion de surmortalité associée au niveau de compétence professionnelle figure dans la dernière colonne des tableaux 3 et 4. Si tous les membres de la cohorte actifs sur le plan professionnel avaient affiché les TMNA de ceux qui occupaient un poste professionnel, le TMNA toutes causes confondues aurait été de 29 % plus faible chez les hommes et de 21 % plus faible chez les femmes, ce qui représente respectivement 155 et 64 décès de moins pour 100 000 années-personnes à risque. Environ la moitié de cette surmortalité est due à des décès liés aux maladies cardiovasculaires et à des décès liés aux cancers de la trachée, des bronches et du poumon.

Les causes de décès ont également été regroupées par facteur de risque (maladies liées au tabagisme, maladies liées à la consommation d'alcool et maladies liées à



TABLEAU 4

Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, rapports de taux et surmortalité pour certaines causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, membres de la cohorte de sexe féminin âgées de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

Cause	TMNA		Rapports de taux (références : professionnels)				Surmortalité <sup>a</sup>	
	Toutes les professions	Professionnel <sup>b</sup>	Poste de gestion	Spécialisé/technique/supervision	Poste de spécialisation intermédiaire	Poste non spécialisé	Taux pour 100 000	Surmortalité en pourcentage <sup>c</sup>
Toutes causes confondues	301,7	237,7	1,23	1,24	1,32	1,53	64,0	21,2
Maladies transmissibles	6,2	4,9	1,44	1,09	1,34	1,59	1,3	20,4
VIH/sida	0,3	0,5	—	0,49	0,94	—	-0,1	-32,5
Infections respiratoires	2,4	2,4	1,12	0,74	1,07	1,24	0,0	-1,4
Maladies non transmissibles	262,1	205,6	1,23	1,26	1,33	1,52	56,5	21,6
Tumeurs malignes	162,5	135,9	1,24	1,22	1,21	1,31	26,6	16,3
Cancer de l'estomac	3,4	3,3	0,92	1,02	1,02	1,35	0,2	4,4
Cancers du côlon et du rectum	13,5	12,5	1,25	1,09	1,07	1,13	1,0	7,6
Cancer du foie	2,2	1,4	1,25	1,54	1,68	1,85	0,8	34,6
Cancer du pancréas	7,8	6,5	1,62	1,25	1,16	1,37	1,4	17,5
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	40,5	22,5	1,74	1,76	2,02	2,24	18,0	44,4
Cancer du sein chez la femme	34,2	36,4	1,03	0,97	0,91	0,85	-2,2	-6,3
Cancer du col de l'utérus	3,1	1,6	2,04	1,76	2,00	3,19	1,5	47,6
Cancer de l'ovaire	9,8	9,8	0,85	1,08	1,00	0,91	0,1	0,5
Diabète sucré	6,5	4,2	1,10	1,36	1,61	2,54	2,3	35,0
Troubles neuropsychiatriques	9,9	8,9	1,10	1,05	1,15	1,35	1,0	10,4
Troubles de consommation d'alcool	0,9	0,4	1,50	2,06	2,30	2,42	0,4	49,5
Maladie d'Alzheimer et autres démences	3,5	2,6	1,10	1,54	1,39	1,28	0,9	25,8
Maladies cardiovasculaires	52,9	36,1	1,32	1,34	1,60	1,97	16,8	31,8
Cardiopathie ischémique	26,4	16,4	1,48	1,41	1,77	2,29	9,9	37,6
Maladie vasculaire cérébrale	12,6	10,9	1,03	1,07	1,21	1,45	1,7	13,6
Maladies respiratoires	10,1	6,7	1,09	1,55	1,67	1,80	3,4	33,9
Maladie pulmonaire obstructive chronique	6,5	3,8	1,31	1,67	1,89	2,06	2,6	40,5
Maladies de l'appareil digestif	9,9	6,5	1,13	1,38	1,72	2,06	3,4	34,1
Cirrhose	4,0	2,8	1,33	1,40	1,48	2,05	1,2	30,2
Blessures	16,7	13,6	0,97	1,07	1,26	1,65	2,6	15,5
Blessures accidentelles	9,8	8,3	1,03	1,08	1,23	1,61	1,5	15,2
Accidents de la route	5,1	4,6	1,08	1,07	1,07	1,39	0,4	8,4

Suite page suivante

TABLEAU 4 (Suite)

Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 années-personnes à risque, rapports de taux et surmortalité pour certaines causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, membres de la cohorte de sexe féminin âgées de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

Cause	TMNA		Rapports de taux (références : professionnel)				Surmortalité <sup>a</sup> Taux pour 100 000	Surmortalité en pourcentage <sup>a</sup> (%)
	Toutes les professions	Professionnel <sup>b</sup>	Poste de gestion	Spécialisé/ technique/ supervision	Poste de spécialisation intermédiaire	Poste non spécialisé		
Blessures intentionnelles	6,1	5,3	0,91	0,99	1,25	1,66	0,8	13,1
Suicides	5,4	4,7	0,92	0,98	1,25	1,66	0,7	12,8
Maladies liées au tabagisme <sup>a</sup>	50,9	29,3	1,64	1,70	1,93	2,15	21,5	42,3
Maladies liées à l'alcool <sup>a</sup>	3,5	2,1	1,44	1,55	1,82	2,35	1,4	39,2
Maladies liées aux drogues <sup>a</sup>	3,3	2,8	0,71	1,03	1,31	2,07	0,6	17,5
Susceptibles d'être évités par intervention médicale <sup>a</sup> (< 75 ans <sup>c</sup> )	57,6	54,1	1,07	1,06	1,08	1,11	3,5	6,0

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2006<sup>20</sup>.

Abbréviations : TMNA, taux de mortalité normalisé selon l'âge.

Remarques : La population type (années-personnes à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition de la cohorte selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

— : supprimé en raison des règles de divulgation de Statistique Canada.

<sup>a</sup> Surmortalité (Toutes les professions – groupe professionnel).

<sup>b</sup> Groupe de référence.

<sup>c</sup> Surmortalité en pourcentage  $[(100 \times (\text{Toutes les professions} - \text{groupe professionnel}) / \text{Toutes les professions})]$ .

<sup>d</sup> Les codes détaillés de la CIM sont disponibles sur demande.

<sup>e</sup> Les décès avant 75 ans susceptibles d'être évités par intervention médicale, p. ex. dus à une maladie vasculaire cérébrale, à une hypertension, à un cancer du sein ou à une pneumonie ou influenza.

<sup>f</sup> Écart significatif par rapport au taux pour le groupe professionnel ( $p < 0,05$ ).

la consommation de drogues). Pour les maladies liées au tabagisme, le RT était de 2,61 pour les hommes qui occupaient un poste non spécialisé comparativement à ceux qui occupaient un poste professionnel (tableau 3). Chez les femmes, le RT correspondant était de 2,15 (tableau 4). Les RT pour les décès dus à une maladie liée à la consommation d'alcool ou de drogues étaient également élevés (3,41 et 2,68 pour les hommes; 2,35 et 2,07 pour les femmes). Chez les moins de 75 ans, les RT pour les décès qu'une intervention médicale aurait peut-être permis d'éviter étaient de 1,45 pour les hommes et de 1,11 pour les femmes.

Le tableau 5 comprend les TMNA pour les décès toutes causes confondues et pour certains groupes de causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, le groupe d'âge au début de l'étude et le sexe. En ce qui concerne les RT, le gradient de mortalité par niveau de compétence professionnelle était légèrement plus prononcé pour le groupe des 25 à 44 ans (au début de l'étude) que pour celui des 45 à 64 ans. Chez les hommes, le RT était de 2,19 pour les 25 à 44 ans et de 1,72 pour les 45 à 64 ans. Chez les femmes, le RT était de 1,65 pour les 25 à 44 ans et de 1,49 pour les 45 à 64 ans. Alors que les RT d'un niveau de compétence professionnelle à l'autre étaient plus élevés pour le groupe de 25 à 44 ans, c'est chez les 45 à 64 ans que les écarts absolus les plus importants ont été observés.

Les causes de décès ayant contribué le plus à la surmortalité différaient quelque peu selon le sexe et le groupe d'âge. Parmi les membres de la cohorte âgés de 25 à 44 ans, les facteurs ayant contribué le plus à la surmortalité étaient les blessures accidentelles chez les hommes et les cancers de la trachée, des bronches et du poumon chez les femmes. Tant chez les hommes que chez les femmes de 45 à 64 ans, les cancers de la trachée, des bronches et du poumon étaient les principaux déterminants de la surmortalité.

## Analyse

Les gradients de mortalité par niveau de compétence professionnelle étaient évidents pour la plupart des causes de

TABLEAU 5

Taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 personnes à risque, rapports de taux et surmortalité pour certaines causes de décès, selon le niveau de compétence professionnelle, le groupe d'âge, membres de la cohorte âgés de 25 à 64 ans au début de l'étude, Canada, 1991-2006

Sexe, groupe d'âge au début de l'étude et cause	TMNA		Rapports de taux (comparativement avec professionnels)				Surmortalité <sup>a</sup>	
	Toutes les professions	Professionnel <sup>b</sup>	Poste de gestion	Spécialisé/technique/supervision	Poste de spécialisation intermédiaire	Poste non spécialisé	Taux pour 100 000	Surmortalité en pourcentage <sup>c</sup> (%)
<b>Hommes</b>								
De 25 à 44 ans								
Toutes causes confondues	194,9	126,5	1,16	1,09	1,05	2,19	68,4	35,1
Blessures accidentelles	25,9	12,5	1,25	2,14	2,38	3,32	13,4	51,7
Cardiopathie ischémique	20,4	16,5	1,36	1,64	2,20	2,44	11,9	42,0
Blessures intentionnelles	24,1	14,9	1,04	1,57	1,94	2,39	9,2	30,1
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	12,4	6,2	1,38	2,03	2,62	2,87	6,2	50,1
De 45 à 64 ans								
Toutes causes confondues	1157,8	838,1	1,16	1,37	1,56	1,72	319,8	27,6
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	164,2	85,0	1,45	1,93	2,35	2,67	79,1	48,2
Cardiopathie ischémique	235,1	163,9	1,20	1,41	1,66	1,81	71,2	30,3
Maladie pulmonaire obstructive chronique	30,3	14,5	1,30	2,00	2,95	2,65	15,8	52,2
Maladies vasculaires cérébrales	43,8	20,6	1,22	1,55	1,76	1,96	15,2	34,7
Femmes								
De 25 à 44 ans								
Toutes causes confondues	118,8	92,6	1,17	1,23	1,38	1,65	26,2	22,0
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	13,0	6,8	1,82	1,86	2,25	2,63	6,2	47,7
Blessures accidentelles	7,6	5,7	1,24	1,16	1,48	1,91	1,9	25,2
Cardiopathie ischémique	5,1	3,5	0,94	1,14	1,04	2,35	1,7	32,2
Blessures intentionnelles	7,0	5,6	0,99	1,05	1,35	1,91	1,3	19,3
De 45 à 64 ans								
Toutes causes confondues	647,3	511,9	1,26	1,24	1,30	1,49	135,4	20,9
Cancers de la trachée, des bronches, des poumons	92,3	52,1	1,72	1,74	1,97	2,14	40,2	43,6
Cardiopathie ischémique	66,5	40,9	1,56	1,45	1,76	2,29	25,5	38,4
Maladie pulmonaire obstructive chronique	17,8	10,9	1,26	1,60	1,82	2,05	6,9	30,7
Diabète sucré	15,8	10,4	1,11	1,33	1,57	2,52	5,4	34,4

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2006.<sup>29</sup>

Abbreviations : TMNA, taux de mortalité normalisés selon l'âge; RT, rapport de taux.

Remarque : La population type (autres personnes à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition de la cohorte selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

<sup>a</sup> Surmortalité (toutes les professions – groupe professionnel).

<sup>b</sup> Groupe de référence (RT = 1,00, non indiqué).

<sup>c</sup> Surmortalité en pourcentage (100 × (Toutes les professions – groupe professionnel) Toutes les professions).

\* Étant significatif par rapport au taux pour le groupe professionnel ( $p < 0,05$ ).

décès, tant chez les hommes que chez les femmes. Nous avons vu que si tous les membres de la cohorte actifs sur le plan professionnel avaient affiché les taux de mortalité normalisés selon l'âge de ceux qui occupaient un poste professionnel, le TMNA toutes causes confondues aurait été de 29 % plus faible chez les hommes et de 21 % plus faible chez les femmes. Chez les hommes, cela correspond à l'élimination de tous les décès par maladie cardiovasculaire et, chez les femmes, à l'élimination de tous les décès par maladie cardiovasculaire et maladie respiratoire.

À quelques exceptions près, il existait un lien entre les taux de mortalité des causes de décès examinées et le niveau de compétence professionnelle. Cependant, le gradient et la force ou magnitude de ce lien variaient considérablement en fonction de la cause de décès. Les RT étaient plus élevés pour les causes de décès plus étroitement liées à des comportements à risque pour la santé (comme le tabagisme et la consommation excessive d'alcool), et moins élevés pour les causes de décès qui n'étaient pas étroitement liées à ces comportements (comme les cancers du sein et de la prostate), ainsi que les causes où l'on en sait moins à propos de la prévention. Des études suédoise<sup>34</sup> et étatsunienne<sup>35</sup> ont donné des résultats similaires : Phelan et collab.<sup>34</sup> ont établi l'existence d'une relation moins forte entre le statut socio-économique et les causes de décès dans les cas de faible possibilité de prévention. Bien que les liens entre profession et santé soient complexes, et qu'ils aient une incidence tant sur le plan individuel que biologique<sup>34,35</sup>, les causes de décès les plus évitables avaient tendance à être plus étroitement liées au statut socio-économique. Sur le plan individuel, cela pourrait être en partie dû au fait que les personnes ayant accès à davantage de ressources seraient en mesure d'adapter leur comportement de façon à tirer profit de nouvelles connaissances au sujet des facteurs de risque et des mesures de prévention<sup>36</sup>.

La réduction des inégalités socioéconomiques en matière de santé est un objectif explicite des politiques canadiennes en matière de santé<sup>37</sup>. L'une des forces de cette étude est que ses résultats sont

fondés sur un échantillon large et très représentatif des Canadiens âgés de 25 à 64 ans au moment du recensement de 1991. L'importance de l'échantillon nous a permis d'analyser les différences de mortalité par niveau de compétence professionnelle au sein de groupes détaillés de causes de décès, ainsi que de détecter les effets modestes. Toutefois, la profession connue de chacune des personnes était celle qu'elles exerçaient au début de l'étude (1991) et elle pourrait avoir changé au cours de la période de suivi (1991-2006); elle ne représente donc pas nécessairement le niveau de compétence professionnelle à long terme de ces personnes.

L'étude ne cherchait pas à évaluer l'importance relative des effets directs et indirects de la profession sur la mortalité (par exemple déterminer la part des différences de mortalité par niveau de compétence professionnelle expliquée par des différences associées de revenus et d'éducation). Les données ne contenaient pas d'information sur les facteurs de risque (comme le tabagisme), de sorte que l'effet direct de la profession sur la mortalité a peut-être été surestimé. Néanmoins, d'autres études ont établi que les différences socioéconomiques observées pour divers résultats en matière de santé (y compris la mortalité) persistent en grande partie, même après la prise en compte de l'effet des facteurs de risque comportementaux<sup>38-40</sup>.

## Conclusion

Pour la première fois au Canada, les taux de mortalité par cause ont été examinés de manière approfondie selon le niveau de compétence professionnelle et en fonction d'un large éventail de causes de décès. Les résultats de cette étude confirment ce qui avait déjà été souligné dans des publications internationales au sujet de gradients de la mortalité par niveaux de compétence professionnelle, et ils aident à quantifier l'importance de telles inégalités au Canada.

Nous avons relevé d'importantes différences dans les taux de mortalité selon le niveau de compétence professionnelle pour la plupart des causes de décès. Les causes de décès les plus évitables, dont

celles plus étroitement liées au tabagisme et à la consommation excessive d'alcool, affichaient des gradients plus prononcés comparativement aux causes moins évitables. L'Étude de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2006 ayant été élargie afin de permettre l'appariement aux données sur le cancer, de futures études pourraient explorer la nature et l'ampleur des différences en ce qui a trait à l'incidence du cancer et à la survie au cancer selon le niveau de compétence professionnelle.

## Remerciements

Nous tenons à remercier les registraires de l'état civil des provinces et des territoires du Canada pour les données sur la mortalité, Statistique Canada, qui a mené le recensement de 1991, ainsi que tous les Canadiens, dont les réponses fournies au questionnaire complet du recensement ont constitué le fondement de nos analyses. Aucun conflit d'intérêts n'est à déclarer. Le financement de cette étude a été assuré par l'Agence de la santé publique du Canada. L'Étude de suivi de la mortalité selon le recensement a été financée par l'Initiative sur la santé de la population canadienne de l'Institut canadien d'information sur la santé (étude originale), la Direction générale de la santé environnementale et de la sécurité des consommateurs de Santé Canada (prolongations de l'étude) et la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada.

## Références

1. Marmott MG, Bosma H, Hemingway H, Brunner E, Stansfeld S. Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence. *Lancet*. 1997;350(9073):235-9.
2. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJ et collab. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*. 2008;358(23):2468-81.
3. Langford A, Johnson B. Trends in social inequalities in male mortality, 2001-08. Intercensal estimates for England and Wales. *Health Stat Q*. 2010;(47):5-32.



4. Sautel-Cubizolles MJ, Chastang JF, Mercier G, Leclerc A, Luce D; EDSC group. Social inequalities in mortality by cause among men and women in France. *J Epidemiol Community Health*. 2009;63(3):197-202.
5. Weires M, Bermejo JL, Sundquist K, Sundquist J, Hemminki K. Socio-economic status and overall and cause-specific mortality in Sweden. *BMC Public Health*. 2008;8:340.
6. Erikson R, Torssander J. Social class and cause of death. *Eur J Public Health*. 2008;18(5):473-8.
7. Organisation mondiale de la santé, Commission des déterminants sociaux de la santé. Combler le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé : rapport final de la Commission des Déterminants sociaux de la Santé. Genève (CH): Organisation mondiale de la Santé; 2008 [consultation le 15 août 2012]. PDF (3,6 Mo) téléchargeable à partir du lien : [http://whqlibdoc.who.int/publications/2009/9789242563702\\_fre.pdf](http://whqlibdoc.who.int/publications/2009/9789242563702_fre.pdf)
8. Stringhini S, Dugravot A, Shipley M et collab. Health behaviours, socioeconomic status, and mortality: further analyses of the British Whitehall II and the French GAZEL prospective cohorts. *PLoS Med*. 2011;8(2):e1000419.
9. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socio-economic position (part 1). *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(1):7-12.
10. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey Smith G. Indicators of socio-economic position (part 2). *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(2):95-101.
11. Lynch J, Kaplan G. Socioeconomic position. Dans : Berkman LF, Kawachi I (dir.). *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press; 2000. p. 13-35.
12. Mikkonen J, Raphael D. Déterminants sociaux de la santé : les réalités canadiennes. Toronto, York University School of Health Policy and Management; 2010 [consultation le 15 août 2012]. PDF (8 Mo) téléchargeable à partir du lien : [http://www.thecanadianfacts.org/Les\\_realites\\_canadiennes.pdf](http://www.thecanadianfacts.org/Les_realites_canadiennes.pdf)
13. Karasek R, Baker D, Marxer F, Ahlborn A, Theorell T. Job decision latitude, job demands, and cardiovascular disease: a prospective study of Swedish men. *Am J Public Health*. 1981;71(7):694-705.
14. Shields M. Le stress et la dépression au sein de la population occupée. Rapports sur la santé. 2006;17(4):11-31.
15. Aronson KJ, Howe GR, Carpenter M, Fair ME. Surveillance of potential associations between occupations and causes of death in Canada, 1965-91. *Occup Environ Med*. 1999;56(4):265-9.
16. Chen J, Beavon D, Wilkins R. Mortality of retired public servants in Canada. Proceedings of the Social Statistics Section, Annual Meeting of the American Statistical Association, Chicago (IL): American Statistical Association; 1996. p. 86-91.
17. Wigle DT, Semenciw RM, Wilkins K, et collab. Mortality study of Canadian male farm operators: non-Hodgkin's lymphoma mortality and agricultural practices in Saskatchewan. *J Natl Cancer Inst*. 1990;82(7):575-82.
18. Mustard CA, Deeksen S, Berthelot JM, Wolfson M, Roos LL. Age-specific education and income gradients in morbidity and mortality in a Canadian province. *Soc Sci Med*. 1997;45(3):383-97.
19. Wilkins R, Tjepkema M, Mustard C, Choinière R. Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. Rapports sur la santé. 2008;19(3):26-48.
20. Peters PA, Tjepkema M. Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 à 2011. Recueil du Symposium 2010 de Statistique Canada. Statistiques sociales: interaction entre recensements, enquêtes et données administratives. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2011. p. 150-156. [Statistique Canada, n° 11-522-XCB au catalogue].
21. Mustard CA, Bielecky A, Etches J et collab. Suicide mortality by occupation in Canada, 1991-2001. *Can J Psychiatry*. 2010;55(6):369-76.
22. Mustard CA, Bielecky A, Etches J et collab. Avoidable mortality for causes amenable to medical care, by occupation in Canada, 1991-2001. *Can J Public Health*. 2010;101(6):500-6.
23. Burrows S, Anger N, Gamache P, Hamel D. Individual and area socioeconomic inequalities in cause-specific unintentional injury mortality: 11-year follow-up study of 2.7 million Canadians. *Accid Anal Prev*. 2012;45:99-106.
24. Fair M. Generalized Record Linkage System - Statistics Canada's record linkage software. *Austrian J Stat*. 2004;33(1&2):37-53.
25. Statistique Canada. Dictionnaire du recensement, 1991. Ottawa (Ont.), Statistique Canada; 1992. [Statistique Canada, n° 92-501F au catalogue]
26. Emploi et Immigration Canada. Classification nationale des professions : descriptions des professions. Ottawa (Ont.), Groupe Communications Canada; 1993.
27. Spiegelman M. Introduction to Demography. Revised edition. Cambridge (MA): Harvard University Press; 1968.
28. Organisation mondiale de la santé. Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès. 9<sup>e</sup> rév. Genève (CH): Organisation mondiale de la santé; 1977.
29. Organisation mondiale de la santé. Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10<sup>e</sup> rév. Genève (CH): Organisation mondiale de la santé; 1992.
30. World Health Organization. The global burden of disease: 2004 update. Geneva (CH): World Health Organization; 2008.
31. Deaths related to drug poisoning: England and Wales, 1999-2003. *Health Stat Q*. 2005 Spring;(25):52-9.
32. Stirbu I, Kunst AE, Bopp M et collab. Educational inequalities in avoidable mortality in Europe. *J Epidemiol Community Health*. 2010;64(10):913-20.

33. Phelan JC, Link BG, Diez-Roux A, Kawachi I, Levin B. "Fundamental causes" of social inequalities in mortality: a test of the theory. *J Health Soc Behav.* 2004;45(3):265-85.
34. Krieger N. Workers are people too: societal aspects of occupational health disparities – an ecosocial perspective. *Am J Ind Med.* 2010;53(2):104-15.
35. Lipscomb HJ, Loomis D, McDonald MA, Argue RA, Wing S. A conceptual model of work and health disparities in the United States. *Int J Health Serv.* 2006(1);36:25-50.
36. Phelan JC, Link BG, Tehranifar P. Social conditions as fundamental causes of health inequalities: theory, evidence, and policy implications. *J Health Soc Behav.* 2010;51(Suppl):S28-40.
37. Agence de la Santé publique du Canada. Rapport de l'administrateur en chef de la santé publique sur l'état de la santé publique au Canada 2008 : S'attaquer aux inégalités en santé. Ottawa (Ont.), Agence de la Santé publique du Canada, 2008. [Santé Canada, n° HP2-10/2008F au catalogue].
38. McGrail KM, van Doorslaer E, Ross NA, Sanmartín C. Income-related health inequalities in Canada and the United States: a decomposition analysis. *Am J Public Health.* 2009;99(10):1856-63.
39. Kim HJ, Ruger JP. Socioeconomic disparities in behavioral risk factors and health outcomes by gender in the Republic of Korea. *BMC Public Health.* 2010;10:195.
40. Lantz PM, House JS, Lepkowski JM, Williams DR, Mero RP, Chen J. Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality: results from a nationally representative prospective study of US adults. *JAMA.* 1998;279(21):1703-8.

# Hospitalisations pour blessures non intentionnelles chez les adultes au Canada, dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone

P. Finès, Ph. D.; E. Bougie, Ph. D.; L. N. Oliver, Ph. D.; D. E. Kohen, Ph. D.

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** Les blessures constituent une cause importante de décès et de morbidité. Bien qu'aucun indicateur d'identité autochtone ne soit directement disponible dans les bases de données administratives nationales, cette étude porte sur les hospitalisations pour blessure non intentionnelle, selon la cause, dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone.

**Méthodologie :** Nous avons calculé les taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (THNA) et les rapports de taux pour 2004-2005 à 2009-2010, à partir de la Base de données sur les congés des patients.

**Résultats :** Les chutes étaient la cause principale de blessure. Les THNA étaient plus élevés pour les hommes comme pour les femmes dans les régions ayant un fort pourcentage de membres des Premières nations; dans les régions ayant un fort pourcentage de Métis, c'est chez les hommes de 20 à 29 ans que le THNA global était le plus élevé, tandis qu'il était le plus bas chez les hommes de tous les groupes d'âge dans les régions à fort pourcentage d'Inuits. Certaines causes, telles que les chutes, étaient associées à un THNA élevé mais avec un rapport de taux semblable à celui observé pour toutes causes confondues; d'autres causes, comme les blessures par arme à feu chez les hommes dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, présentaient un THNA relativement faible mais un rapport de taux élevé. Les résidents des régions à fort pourcentage d'Autochtones présentaient un THNA pour blessure plus élevé que ceux des régions à faible pourcentage d'Autochtones.

**Conclusion :** Les résidents des régions à fort pourcentage d'Autochtones vivent dans des régions dont le statut socioéconomique était faible, ce qui invite à une recherche plus approfondie à propos des différences de taux entre régions.

**Mots-clés :** Premières nations, Métis, Inuit, Autochtone, blessures, hospitalisation, recensement, méthodes géographiques

## Introduction

Au Canada, les Autochtones (c.-à-d. les membres des Premières nations, les Métis et les Inuits) sont généralement en moins bonne santé et ont une plus faible espérance de vie que l'ensemble de la population canadienne<sup>1,2</sup>; ils affichent en

outre des taux élevés de mortalité et de morbidité attribuables aux blessures<sup>10,12</sup>.

Il est important d'étudier les blessures non intentionnelles car elles sont considérées comme évitables dans une large mesure, sont une cause importante de décès et de morbidité, ont des répercussions à long terme sur la santé et sont

associées à des coûts considérables en soins de santé<sup>13</sup>.

Les indicateurs individuels d'identité autochtone ne figurent pas systématiquement dans les bases de données nationales sur l'hospitalisation ou sur la mortalité qui contiennent de l'information sur les blessures. C'est pourquoi, de manière générale, les études utilisent les bases de données provinciales contenant ces indicateurs ou bien adoptent une approche géographique. Les études provinciales utilisant des données d'hospitalisation contenant des indicateurs individuels d'identité autochtone ont été réalisées dans les provinces de l'Ouest, où cette information sur la population est enregistrée en vertu de la *Loi sur les Indiens*. Ainsi, Karmali et collab.<sup>12</sup> ont constaté que, chez les personnes ayant le statut d'Indien inscrit, le taux de traumatisme non intentionnel était environ 3 fois plus élevé que dans l'ensemble de la population de l'Alberta, tandis qu'une étude réalisée par Santé Canada à partir des données d'hospitalisation des provinces de l'Ouest a révélé que les membres des Premières nations présentaient un taux de traumatisme accidentel 4 fois plus élevé que celui de l'ensemble de la population de l'Ouest<sup>11</sup>. Nous n'avons relevé aucune étude portant expressément sur les blessures dans les populations métisses ou inuites et utilisant des données d'hospitalisation nationales. Toutefois, à l'aide de données sur la mortalité liées aux recensements, Tjepkema et collab.<sup>9</sup> ont constaté que les décès dus à des causes externes (c.-à-d. les blessures) étaient plus fréquents chez

Rattachement des auteurs :

Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada

**Correspondance :** Philippe Finès, Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, Immeuble R.-H. Coats, bureau 24-A, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; tél. : 514-283-6847; téléc. : 514-283-9350; courriel : philippe.fines@statcan.gc.ca

les Indiens inscrits et les Métis que chez les non-Autochtones.

Les auteurs de plusieurs études ont également adopté une approche basée sur la région pour examiner l'hospitalisation et la mortalité liées aux blessures dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone. Fantus et collab.<sup>14</sup> ont observé que les personnes vivant dans les communautés des Premières nations en Ontario affichaient un taux de blessure toutes causes confondues 2,5 fois plus élevé que celui des communautés du Nord de l'Ontario, et 3,0 fois plus élevé que celui des communautés du Sud de l'Ontario. Les données d'hospitalisation nationales (excluant le Québec) ont fait ressortir des taux plus élevés de blessure toutes causes confondues dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone<sup>15</sup>. Deux études portant sur les enfants – une d'envergure nationale<sup>16</sup> et l'autre réalisée à Terre-Neuve-et-Labrador<sup>17</sup> – ont révélé que les taux d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle étaient plus élevés chez les enfants vivant dans des régions à fort pourcentage de résidents autochtones que chez ceux vivant dans des régions à faible pourcentage de résidents autochtones. Peters<sup>18</sup> a en outre constaté que les blessures étaient responsables dans une proportion de 52,0 % de l'écart total sur le plan de l'espérance de vie entre les résidents de l'Inuit Nunangat et ceux du reste du Canada.

Dans cette étude, nous avons examiné l'hospitalisation pour blessure non intentionnelle selon la cause chez les adultes (de 20 ans et plus) vivant dans des régions dont au moins 33 % de la population a déclaré appartenir à un groupe autochtone. Nous avons deux objectifs : 1) calculer les taux d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle, selon le groupe d'âge, le sexe et la cause de la blessure, pour des régions géographiques ayant un pourcentage relativement élevé de résidents déclarant être membre des Premières nations, métis ou inuit; 2) comparer ces taux à ceux des régions ayant un faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Notre étude se distingue des autres (par exemple celles

de Garner et collab.<sup>4</sup>, de Carrière et collab.<sup>15</sup> et d'Oliver et collab.<sup>16</sup>) par le fait qu'elle porte essentiellement sur les blessures non intentionnelles chez les adultes, qu'elle examine différentes causes de blessures et qu'elle compare les résultats des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits à ceux des régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone.

## Méthodologie

### Données d'hospitalisation

Les données d'hospitalisation relatives à 6 années financières (2004-2005 à 2009-2010) ont été tirées de la Base de données sur les congés des patients<sup>19</sup>. Ce fichier contient des données sur toutes les sorties des patients des établissements de soins de courte durée (congé, décès, départs volontaires ou transferts de patients) de l'ensemble des provinces et territoires du Canada (à l'exception du Québec). Pour chaque sortie sont accessibles des données sur l'âge, le sexe, le code postal de la résidence, la date de l'admission et de la sortie et les codes de diagnostic fondés sur la *Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, Dixième version, Canada* [CIM-10-CA]<sup>20</sup>. (Les rapports sur la qualité indiquent que l'exactitude de la classification CIM-10-CA quant aux enregistrements des sorties est élevée<sup>19</sup>.) Au moyen du système de classification conçu par l'International Collaborative Effort on Injury Prevention<sup>21</sup>, nous avons examiné 12 catégories de blessures non intentionnelles basées sur les codes de la CIM-10-CA : coupure et perforation, noyade et suffocation, chutes, blessures par le feu ou des substances brûlantes (c.-à-d. brûlures), blessures par arme à feu, blessures attribuables à de la machinerie, accident de la circulation impliquant un véhicule à moteur, autres accidents de transport terrestre, blessures dues à une cause naturelle ou environnementale, empoisonnement, heurt et autres causes (comprend des dernières catégories telles que le surmenage physique, les accidents de transport par eau, l'exposition aux lignes électriques, etc.). Étant donné que cette dernière catégorie contient des causes

hétérogènes, nous ne l'avons pas analysée spécifiquement, mais nous présentons les résultats dans les tableaux à des fins de comparaison. Nous avons en outre exclu les effets indésirables dus à des médicaments ou les complications de soins médicaux. Les codes de blessure et des exemples pour chaque catégorie de blessure non intentionnelle peuvent être obtenus sur demande.

Comme les dossiers sur les sorties contiennent de nombreux codes de diagnostic, on relève parfois plus d'un type de blessure non intentionnelle (p. ex. chute et brûlure). De plus, les patients transférés d'un hôpital à l'autre pourraient avoir plusieurs dossiers de sortie, donc un même épisode de blessure pourrait être compté plusieurs fois. Afin de tenir compte de ce problème, nous avons considéré que les sorties et les admissions survenues le même jour constituaient un seul épisode de blessure. Les données représentent donc les épisodes de blessure plutôt que le nombre de personnes blessées, car il est possible qu'une même personne ait été hospitalisée pour la même blessure plus d'une fois au cours de la période étudiée.

### Méthode des géozones

La Base de données sur les congés des patients ne contient pas d'information sur l'identité autochtone des patients; c'est pourquoi nous avons utilisé une méthode géographique<sup>22</sup> pour déterminer les aires de diffusion (AD) ayant un pourcentage élevé de résidents ayant déclaré être d'identité autochtone (c.-à-d. membres des Premières nations, Métis ou Inuits) lors du Recensement de 2006. Les AD sont composées de un ou plusieurs îlots de diffusion avoisinants et regroupent de 400 à 700 personnes; il s'agit de la plus petite unité géographique pour laquelle les données du recensement sont diffusées à l'échelle nationale. Comme ce fut fait précédemment dans une étude de Statistique Canada sur les hospitalisations et l'identité autochtone au Canada<sup>15</sup>, nous avons considéré que les AD dont au moins 33 % de la population avait déclaré appartenir à un groupe autochtone lors du Recensement de 2006 sont des régions à pourcentage relativement élevé de résidents d'identité autochtone. La population



a ensuite été classée par sous-catégorie en fonction du groupe d'identité autochtone prédominant (c.-à-d. membres des Premières nations, Métis ou Inuits). Hors Québec, 1 929 AD ont été considérées comme présentant un fort pourcentage de membres des Premières nations, 186 à fort pourcentage de Métis et 59 à fort pourcentage d'Inuits, la proportion de la population de l'AD composée d'Autochtones étant de respectivement 80 %, 55 % et 81 %. Dans les régions à faible pourcentage d'identité autochtone, la population autochtone constituait seulement 3 % de la population. Il convient de préciser que les résultats de cette étude sont représentatifs des caractéristiques des régions de résidence et non de celles des individus, étant donné que de nombreux Autochtones ne vivent pas dans les régions considérées comme étant à fort pourcentage d'identité autochtone et que ces régions comptent aussi un certain nombre d'individus ne déclarant pas d'identité autochtone. Les 4 types de région – AD à fort pourcentage de membres des Premières nations, à fort pourcentage de Métis ou à fort pourcentage

d'Inuits et AD à faible pourcentage de population d'identité autochtone – diffèrent selon plusieurs caractéristiques socioéconomiques (voir tableau 1, qui concerne seulement les AD pour lesquelles cette information est connue).

Nous avons utilisé le Fichier de conversion des codes postaux<sup>23</sup> pour déterminer l'AD de résidence pour chaque dossier de sortie de l'hôpital en fonction du code postal résidentiel du patient. Pour plus de 99 % des dossiers des hôpitaux, une AD a pu être attribuée.

#### Résultats présentés

Les dénominateurs ont été établis à partir du Recensement de 2006, qui correspond au point médian des données d'hospitalisation, puis multipliés par 6 pour tenir compte des 6 années de données d'hospitalisation. En raison de la taille réduite de leur population, du taux global de non-réponse ou du dénombrement incomplet de réserves indiennes, il y a un petit nombre d'AD pour lesquelles on ne disposait pas des données détaillées sur

l'âge et le sexe nécessaires à la production d'un dénominateur complet. De manière à conserver ces AD dans l'échantillon, l'âge et le sexe ont été estimés à partir des chiffres de population d'ensemble ou de données estimatives ayant trait à la population des réserves indiennes dénombrées de façon incomplète.

Les taux (pour 10 000 personnes-années) ont été normalisés selon l'âge par tranches d'âge de 5 ans, en fonction de la répartition selon l'âge de la population d'identité autochtone lors du Recensement de 2006. Les taux sont présentés pour les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, celles à fort pourcentage de Métis, celles à fort pourcentage d'Inuits et celles à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone, et ils sont produits selon la cause de la blessure, le sexe et le groupe d'âge (20 à 29 ans, 30 à 44 ans, 45 ans et plus). Les rapports de taux permettent de comparer les taux des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, à fort pourcentage de Métis et à fort pourcentage d'Inuits à ceux des régions ayant un faible

**TABEAU 1**  
Caractéristiques socioéconomiques des types de régions définies par groupe d'identité autochtone

	AD à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone <sup>a,b</sup>			AD à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone <sup>a</sup>
	AD à fort pourcentage de membres des Premières nations	AD à fort pourcentage de Métis	AD à fort pourcentage d'Inuits	
Nombre d'AD (n)	1 288	178	56	38 710
Identité autochtone (en %)	79,9	54,7	81,4	2,8
Population habitant un logement surpeuplé (en %)	19,7	8,1	27,4	3,2
Population habitant un logement ayant besoin de réparations importantes (en %)	36,7	20,5	23,7	6,9
Population de 25 à 64 ans n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires (en %)	42,1	32,6	41,5	14,4
Population de 15 ans et plus qui est sans travail (en %)	20,0	12,3	16,5	6,2
Population de 15 ans et plus qui fait partie de la population active (en %)	55,5	63,6	66,3	67,7
AD dans une RMR/AR (en %)	21,8	27,4	0,0	78,9
AD dans une ZIM <sup>c</sup> forte ou modérée (en %)	6,8	14,0	0,0	11,8
AD dans une ZIM faible ou aucune influence métropolitaine (en %)	71,3	58,6	100,0	9,3
Revenu moyen du ménage (écart-type) (en \$)	22 512 (10 541)	32 163 (10 517)	41 252 (14 528)	47 406 (25 792)

Source : Recensement de 2006.

Abréviations : AD, aire de diffusion; RMR/AR, région métropolitaine de recensement/agglomération de recensement; ZIM, zone d'influence métropolitaine.

<sup>a</sup> Selon le Recensement de 2006 (hors Québec).

<sup>b</sup> Les AD dont au moins 33 % de la population a déclaré appartenir à un groupe autochtone sont classées comme régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone. La classification d'une région selon le fort pourcentage de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits est fondée sur le groupe d'identité autochtone prédominant.

<sup>c</sup> La ZIM est une catégorie attribuée à une municipalité non incluse dans une RMR ou dans une AR en fonction du pourcentage de sa population active occupée qui fait la navette pour aller travailler dans une RMR ou une AR.

pourcentage de résidents d'identité autochtone. Conformément aux règles de confidentialité de Statistique Canada, les taux et les rapports de taux n'ont pas été présentés dans les cellules d'un tableau lorsque le nombre d'épisodes pour cette cellule était inférieur à 10. Pour les taux et les rapports de taux, des intervalles de confiance [IC] à 95 % ont été établis selon une hypothèse de log-normalité<sup>24</sup>. Les manipulations et les calculs de données ont été effectués à l'aide du logiciel d'analyse statistique SAS version 9.1.3 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

## Résultats

Un peu plus de 730 000 épisodes de blessure non intentionnelle nécessitant une hospitalisation ont été signalés chez les adultes de 20 ans et plus dans les provinces et territoires du Canada (hors Québec) au cours des 6 années étudiées (2004-2005 à 2009-2010); parmi ces épisodes, plus de 26 000 s'étaient produits dans des régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone (tableau 2).

### Taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge

Chez les hommes, ce sont les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations qui affichaient les taux globaux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (THNA) pour blessure les plus élevés (146/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 144 à 148); venaient ensuite les régions à fort pourcentage de Métis (112/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 108 à 116), les régions à fort pourcentage d'Inuits (100/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 95 à 107) et les régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone (55/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 54 à 55) (tableau 3). Chez les femmes, les THNA les plus élevés ont été observés dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations (103/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 102 à 105), suivies par les régions à fort pourcentage d'Inuits (87/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 82 à 92), les régions à fort pourcentage de Métis (74/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 71 à 77) et les régions à faible pourcentage de résidents

d'identité autochtone (37,2/10 000 personnes-années; IC à 95 % : 37,0 à 37,3). Les profils étaient cependant plus complexes pour certaines combinaisons de sexe et d'âge. Ainsi, dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, les THNA toutes causes confondues augmentaient avec l'âge, passant de 133/10 000 (IC à 95 % : 128 à 138) personnes-années chez les hommes de 20 à 29 ans à 158/10 000 (IC à 95 % : 154 à 162) personnes-années chez les hommes de 45 ans et plus, ainsi que de 77/10 000 (IC à 95 % : 73 à 81) personnes-années chez les femmes de 20 à 29 ans à 141/10 000 (IC à 95 % : 138 à 145) personnes-années chez les femmes de 45 ans et plus. En revanche, dans les régions à fort pourcentage de Métis, les THNA diminuaient avec l'âge chez les hommes et présentaient une courbe en U chez les femmes. Dans les régions à fort pourcentage d'Inuits, on a observé une courbe en U chez les hommes et une tendance à la hausse chez les femmes. Dans toutes les régions et pour les deux sexes, les taux les plus élevés ont été observés parmi les personnes les plus âgées,

**TABLEAU 2**  
Nombre et répartition en pourcentage des hospitalisations pour blessure non intentionnelle selon le groupe d'âge et le sexe et selon le groupe d'identité autochtone, AD, population de 20 ans et plus, Canada hors Québec, 2004-2005 à 2009-2010

	Total		Population de 20 ans et plus					
			20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	n	%	n	%	n	%	n	%
<b>Hommes</b>	<b>349 426</b>		<b>49 991</b>		<b>71 817</b>		<b>227 618</b>	
Régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone <sup>b</sup>								
Membres des Premières nations	12 224	3,5	2458	4,9	3784	5,3	5982	2,6
Métis	709	0,2	209	0,4	191	0,3	309	0,1
Inuits	1867	0,5	397	0,8	507	0,7	963	0,4
Régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone	334 626	95,8	46 927	93,9	67 335	93,8	220 364	96,8
<b>Femmes</b>	<b>380 960</b>		<b>19 879</b>		<b>35 083</b>		<b>325 998</b>	
Régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone <sup>b</sup>								
Membres des Premières nations	9736	2,6	1473	7,4	2164	6,2	6099	1,9
Métis	531	0,1	100	0,5	152	0,4	279	0,1
Inuits	1613	0,4	179	0,9	257	0,7	1177	0,4
Régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone	369 080	96,9	18 127	91,2	32 510	92,7	318 443	97,7

Source : Base de données sur les congés des patients, 2004-2005 à 2009-2010.

Abréviation : AD, aire de diffusion.

<sup>a</sup> Selon le Recensement de 2006.

<sup>b</sup> Les AD dont au moins 33 % de la population a déclaré appartenir à un groupe autochtone sont classées comme régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone. La classification d'une région selon le fort pourcentage de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits est fondée sur le groupe d'identité autochtone prédominant.

**TABEAU 3**  
Taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (pour 10 000 personnes-années) pour blessure non intentionnelle, selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010

Cause de la blessure <sup>c</sup>	Total		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %
<b>Hommes</b>								
<b>Total</b>								
Fort % de membres des Premières nations	145,94	144,13 à 147,77	132,93	127,77 à 138,29	142,13	137,67 à 146,74	157,54	153,50 à 161,68
Fort % de Métis	111,76	107,71 à 115,97	137,57	124,68 à 151,79	106,05	97,20 à 115,70	100,46	93,89 à 107,49
Fort % d'Inuits	100,47	95,14 à 106,09	108,88	95,04 à 124,72	71,15	61,72 à 82,03	121,00	108,18 à 135,33
Faible % d'Autochtones	54,53	54,36 à 54,70	52,27	51,80 à 52,74	44,76	44,43 à 45,10	64,58	64,29 à 64,88
<b>Coupure ou perforation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	6,08	5,73 à 6,47	9,03	7,76 à 10,51	6,58	5,67 à 7,63	3,78	3,18 à 4,50
Fort % de Métis	4,41	3,65 à 5,33	8,32	5,58 à 12,41	3,16	1,90 à 5,25	3,03	2,00 à 4,61
Fort % d'Inuits	5,04	4,09 à 6,21	8,77	5,45 à 14,13	4,57	2,59 à 8,05	x	x
Faible % d'Autochtones	1,75	1,72 à 1,78	2,39	2,29 à 2,50	1,77	1,71 à 1,84	1,32	1,27 à 1,36
<b>Noyade ou suffocation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,09	0,92 à 1,28	x	x	0,79	0,52 à 1,21	1,80	1,42 à 2,28
Fort % de Métis	0,74	0,45 à 1,19	x	x	x	x	1,21	0,68 à 2,15
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,40	0,39 à 0,42	0,19	0,16 à 0,22	0,18	0,16 à 0,21	0,73	0,70 à 0,76
<b>Chute</b>								
Fort % de membres des Premières nations	54,56	53,50 à 55,64	29,18	26,82 à 31,75	45,93	43,42 à 48,57	78,24	75,48 à 81,10
Fort % de Métis	37,21	34,97 à 39,59	27,29	21,89 à 34,02	31,63	26,98 à 37,09	48,41	44,08 à 53,17
Fort % d'Inuits	34,96	32,01 à 38,18	22,28	16,51 à 30,06	19,19	14,61 à 25,20	56,90	48,31 à 67,02
Faible % d'Autochtones	21,32	21,21 à 21,42	12,52	12,29 à 12,75	13,02	12,84 à 13,20	34,20	34,00 à 34,41
<b>Feu/substances brûlantes</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,45	3,15 à 3,77	2,59	1,95 à 3,44	3,53	2,89 à 4,32	3,91	3,31 à 4,63
Fort % de Métis	2,70	2,07 à 3,50	x	x	2,91	1,73 à 4,92	2,24	1,40 à 3,60
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,81	0,79 à 0,84	0,83	0,77 à 0,89	0,73	0,68 à 0,77	0,88	0,84 à 0,91
<b>Arme à feu</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,01	0,86 à 1,20	1,79	1,27 à 2,52	1,08	0,75 à 1,56	0,46	0,27 à 0,76
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,19	0,18 à 0,21	0,45	0,41 à 0,50	0,16	0,14 à 0,18	0,07	0,06 à 0,08
<b>Machinerie</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,27	2,07 à 2,48	1,73	1,23 à 2,45	2,25	1,75 à 2,90	2,62	2,13 à 3,22
Fort % de Métis	3,25	2,73 à 3,88	x	x	5,20	3,51 à 7,69	2,28	1,41 à 3,69
Fort % d'Inuits	1,62	1,11 à 2,35	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,31	1,29 à 1,34	1,30	1,23 à 1,38	1,34	1,28 à 1,40	1,31	1,26 à 1,35

Suite page suivante

**TABLEAU 3 (Suite)**  
**Taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (pour 10 000 personnes-années) pour blessure non intentionnelle, selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	Total		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %
<b>Accident de la circulation impliquant un véhicule à moteur</b>								
Fort % de membres des Premières nations	19,64	18,98 à 20,32	28,92	26,56 à 31,48	18,99	17,41 à 20,72	14,34	13,13 à 15,66
Fort % de Métis	18,92	17,39 à 20,59	31,88	25,99 à 39,11	18,88	15,35 à 23,21	10,76	8,67 à 13,35
Fort % d'Inuits	6,08	4,78 à 7,73	10,69	6,96 à 16,41	x	x	5,08	2,94 à 8,76
Faible % d'Autochtones	7,52	7,46 à 7,58	10,53	10,32 à 10,74	6,72	6,59 à 6,86	6,31	6,21 à 6,41
<b>Autres accidents de transport terrestre</b>								
Fort % de membres des Premières nations	13,82	13,22 à 14,44	18,45	16,59 à 20,51	15,06	13,65 à 16,60	9,79	8,79 à 10,90
Fort % de Métis	12,10	10,65 à 13,76	19,74	15,23 à 25,59	12,73	9,90 à 16,36	6,72	5,10 à 8,86
Fort % d'Inuits	18,09	15,83 à 20,67	33,25	26,01 à 42,50	11,72	8,23 à 16,68	14,11	10,22 à 19,48
Faible % d'Autochtones	5,39	5,33 à 5,45	7,37	7,19 à 7,55	5,45	5,34 à 5,57	4,08	4,00 à 4,16
<b>Cause naturelle ou environnementale</b>								
Fort % de membres des Premières nations	5,21	4,88 à 5,57	3,84	3,05 à 4,85	6,10	5,23 à 7,12	5,30	4,59 à 6,11
Fort % de Métis	4,30	3,63 à 5,11	4,89	2,90 à 8,26	3,95	2,52 à 6,20	4,24	3,05 à 5,88
Fort % d'Inuits	5,39	4,25 à 6,83	x	x	5,80	3,55 à 9,48	7,09	4,46 à 11,27
Faible % d'Autochtones	0,97	0,94 à 0,99	0,77	0,71 à 0,83	0,80	0,75 à 0,84	1,24	1,20 à 1,29
<b>Empoisonnement</b>								
Fort % de membres des Premières nations	9,69	9,23 à 10,18	8,16	6,96 à 9,57	11,22	10,02 à 12,57	9,32	8,36 à 10,38
Fort % de Métis	6,28	5,39 à 7,33	9,37	6,43 à 13,67	5,70	3,91 à 8,31	4,84	3,56 à 6,58
Fort % d'Inuits	5,87	4,79 à 7,19	x	x	6,24	3,88 à 10,05	5,77	3,48 à 9,58
Faible % d'Autochtones	2,39	2,36 à 2,43	2,17	2,07 à 2,26	2,15	2,08 à 2,22	2,76	2,69 à 2,82
<b>Heurt</b>								
Fort % de membres des Premières nations	9,90	9,39 à 10,44	14,00	12,40 à 15,82	10,30	9,15 à 11,60	6,96	6,13 à 7,90
Fort % de Métis	7,37	6,24 à 8,69	11,46	8,15 à 16,12	8,50	6,23 à 11,59	3,77	2,63 à 5,41
Fort % d'Inuits	6,28	4,89 à 8,07	11,18	7,29 à 17,17	4,75	2,75 à 8,18	4,53	2,50 à 8,20
Faible % d'Autochtones	3,84	3,78 à 3,90	5,72	5,57 à 5,88	3,92	3,82 à 4,02	2,58	2,52 à 2,65
<b>Autres<sup>d</sup></b>								
Fort % de membres des Premières nations	19,22	18,59 à 19,88	14,86	13,20 à 16,72	20,30	18,66 à 22,09	21,04	19,57 à 22,61
Fort % de Métis	13,63	12,32 à 15,08	15,94	11,94 à 21,28	12,75	9,92 à 16,39	12,95	10,68 à 15,71
Fort % d'Inuits	13,44	11,62 à 15,54	10,90	7,10 à 16,73	8,80	5,89 à 13,14	19,13	14,40 à 25,41
Faible % d'Autochtones	8,64	8,57 à 8,70	8,04	7,86 à 8,23	8,52	8,38 à 8,67	9,12	9,00 à 9,23
<b>Femmes</b>								
<b>Total</b>								
Fort % de membres des Premières nations	103,47	101,95 à 105,02	77,32	73,47 à 81,37	79,37	76,09 à 82,78	141,24	137,54 à 145,04
Fort % de Métis	73,63	70,51 à 76,87	58,98	50,94 à 68,28	52,14	46,14 à 58,92	101,93	95,50 à 108,78
Fort % d'Inuits	86,87	81,77 à 92,28	51,13	42,01 à 62,22	59,55	50,77 à 69,85	133,45	118,43 à 150,39
Faible % d'Autochtones	37,17	37,04 à 37,29	19,90	19,62 à 20,19	20,53	20,30 à 20,75	62,75	62,49 à 63,01

Suite page suivante



**TABEAU 3 (Suite)**  
**Taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (pour 10 000 personnes-années) pour blessure non intentionnelle, selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	Total		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %
<b>Coupure ou perforation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,53	1,34 à 1,76	2,26	1,67 à 3,04	1,79	1,35 à 2,37	0,86	0,59 à 1,24
Fort % de Métis	1,68	1,27 à 2,22	3,62	2,01 à 6,54	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	2,85	2,11 à 3,85	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,42	0,40 à 0,43	0,55	0,51 à 0,60	0,44	0,41 à 0,48	0,31	0,28 à 0,33
<b>Noyade ou suffocation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	0,55	0,43 à 0,70	x	x	x	x	0,99	0,72 à 1,36
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,25	0,23 à 0,26	0,09	0,07 à 0,11	0,11	0,10 à 0,13	0,47	0,44 à 0,49
<b>Chute</b>								
Fort % de membres des Premières nations	54,74	53,71 à 55,78	24,99	22,84 à 27,34	30,61	28,60 à 32,76	94,75	91,81 à 97,78
Fort % de Métis	39,14	37,12 à 41,27	20,78	16,23 à 26,60	20,92	17,25 à 25,38	66,82	61,90 à 72,13
Fort % d'Inuits	49,33	45,59 à 53,37	16,03	11,27 à 22,80	24,33	18,91 à 31,30	92,32	79,81 à 106,80
Faible % d'Autochtones	22,49	22,41 à 22,58	6,11	5,96 à 6,28	8,31	8,17 à 8,46	45,32	45,11 à 45,54
<b>Feu/substances brûlantes</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,46	1,25 à 1,70	1,78	1,28 à 2,50	1,39	1,01 à 1,91	1,32	0,99 à 1,75
Fort % de Métis	1,93	1,45 à 2,58	x	x	2,45	1,39 à 4,32	1,65	0,98 à 2,76
Fort % d'Inuits	2,13	1,40 à 3,22	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,35	0,33 à 0,36	0,27	0,24 à 0,30	0,29	0,27 à 0,32	0,44	0,42 à 0,47
<b>Arme à feu</b>								
Fort % de membres des Premières nations	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,01	0,01 à 0,02	0,03	0,02 à 0,04	0,01	0,01 à 0,02	0,01	0,00 à 0,01
<b>Machinerie</b>								
Fort % de membres des Premières nations	0,19	0,14 à 0,27	x	x	x	x	x	x
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,10	0,10 à 0,11	0,10	0,08 à 0,12	0,09	0,08 à 0,11	0,12	0,11 à 0,13
<b>Accident de la circulation impliquant un véhicule à moteur</b>								
Fort % de membres des Premières nations	14,73	14,14 à 15,34	19,52	17,63 à 21,61	14,21	12,87 à 15,70	12,22	11,10 à 13,46
Fort % de Métis	9,53	8,37 à 10,84	13,25	9,72 à 18,06	9,10	6,80 à 12,19	7,60	5,82 à 9,92
Fort % d'Inuits	4,42	3,28 à 5,95	x	x	4,88	2,83 à 8,41	x	x
Faible % d'Autochtones	4,03	3,99 à 4,08	4,87	4,73 à 5,02	3,24	3,15 à 3,33	4,23	4,15 à 4,30

Suite page suivante

**Taux d'hospitalisation normalisés selon l'âge (pour 10 000 personnes-années) pour blessure non intentionnelle, selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	Total		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %	THNA	IC à 95 %
<b>Autres accidents de transport terrestre</b>								
Fort % de membres des Premières nations	4,91	4,54 à 5,32	6,56	5,50 à 7,82	5,15	4,37 à 6,08	3,68	3,08 à 4,40
Fort % de Métis	3,95	3,07 à 5,09	4,28	2,48 à 7,37	3,24	1,98 à 5,29	4,39	3,08 à 6,26
Fort % d'Inuits	9,40	7,78 à 11,35	9,54	6,08 à 14,96	8,19	5,33 à 12,58	10,39	6,80 à 15,89
Faible % d'Autochtones	1,72	1,69 à 1,76	1,81	1,72 à 1,90	1,65	1,59 à 1,72	1,74	1,69 à 1,79
<b>Cause naturelle ou environnementale</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,30	2,06 à 2,56	2,15	1,59 à 2,93	1,98	1,52 à 2,59	2,66	2,18 à 3,26
Fort % de Métis	1,53	1,08 à 2,16	x	x	x	x	2,17	1,33 à 3,53
Fort % d'Inuits	1,76	1,12 à 2,79	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,62	0,60 à 0,64	0,45	0,40 à 0,49	0,49	0,45 à 0,52	0,84	0,81 à 0,87
<b>Empoisonnement</b>								
Fort % de membres des Premières nations	10,25	9,75 à 10,77	8,72	7,49 à 10,15	11,50	10,29 à 12,85	10,08	9,07 à 11,20
Fort % de Métis	5,90	5,04 à 6,91	4,88	2,94 à 8,10	4,88	3,27 à 7,29	7,45	5,72 à 9,69
Fort % d'Inuits	5,05	3,97 à 6,41	7,15	4,23 à 12,08	4,93	2,80 à 8,70	x	x
Faible % d'Autochtones	2,28	2,25 à 2,32	1,79	1,71 à 1,88	1,91	1,85 à 1,98	2,92	2,86 à 2,98
<b>Heurt</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,06	2,77 à 3,37	3,77	3,00 à 4,76	3,04	2,45 à 3,77	2,62	2,14 à 3,22
Fort % de Métis	2,51	1,89 à 3,32	3,96	2,25 à 6,97	x	x	2,22	1,39 à 3,53
Fort % d'Inuits	2,07	1,43 à 3,00	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	0,85	0,82 à 0,87	1,00	0,94 à 1,07	0,76	0,72 à 0,80	0,83	0,80 à 0,86
<b>Autres<sup>d</sup></b>								
Fort % de membres des Premières nations	9,65	9,17 à 10,15	7,14	6,04 à 8,45	8,99	7,93 à 10,19	11,78	10,72 à 12,95
Fort % de Métis	6,74	5,82 à 7,80	5,58	3,47 à 8,97	6,48	4,58 à 9,16	7,69	5,99 à 9,88
Fort % d'Inuits	9,39	7,76 à 11,36	6,08	3,45 à 10,71	7,24	4,62 à 11,37	13,36	9,30 à 19,19
Faible % d'Autochtones	4,04	4,00 à 4,09	2,83	2,73 à 2,95	3,21	3,12 à 3,30	5,54	5,45 à 5,62

Source : Base de données sur les congés des patients, 2004-2005 à 2009-2010.

Abréviations : AD, aire de diffusion; IC, intervalle de confiance; THNA, taux d'hospitalisation normalisé selon l'âge.

Remarque : Le symbole « x » signale que les données doivent être gardées confidentielles en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique.

<sup>a</sup> Selon le Recensement de 2006.

<sup>b</sup> Les AD dont au moins 33 % de la population a déclaré appartenir à un groupe autochtone sont classées comme régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone. La classification d'une région selon le fort pourcentage de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits est fondée sur le groupe d'identité autochtone prédominant.

<sup>c</sup> Les catégories de blessure non intentionnelle sont fondées sur les codes de la CIM 10-CA. De plus amples renseignements peuvent être obtenus sur demande.

<sup>d</sup> Comprend des catégories telles que le surmenage physique, les accidents de transport par eau, l'exposition aux lignes électriques, etc.

sauf chez les hommes vivant dans des régions à fort pourcentage de Métis, où ce sont au contraire les plus jeunes (20 à 29 ans) qui affichaient les taux les plus élevés.

Les taux d'hospitalisation due à une chute étaient élevés dans toutes les régions pour les deux sexes et dans tous les groupes d'âge : chez les hommes, environ le tiers

de toutes les hospitalisations étaient dues à une chute, soit 55/10 000 (IC à 95 % : 54 à 56) dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations; 37/10 000

(IC à 95 % : 35 à 40) dans les régions à fort pourcentage de Métis; 35/10 000 (IC à 95 % : 32 à 38) dans les régions à fort pourcentage d'Inuits et 21,3/10 000 (IC à 95 % : 21,2 à 21,4) dans les régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Chez les femmes, les chutes étaient responsables de plus de la moitié des hospitalisations, soit 55/10 000 (IC à 95 % : 54 à 56) dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations; 39/10 000 (IC à 95 % : 37 à 41) dans les régions à fort pourcentage de Métis; 49/10 000 (IC à 95 % : 46 à 53) dans les régions à fort pourcentage d'Inuits et 22/10 000 (IC à 95 % : 22 à 23) dans les régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. La proportion d'hospitalisations dues aux chutes augmentait avec l'âge : chez les hommes de 45 ans et plus, les chutes étaient à l'origine d'environ la moitié de toutes les blessures non intentionnelles; chez les femmes du même âge, elles étaient responsables d'environ les deux tiers de toutes ces blessures, ce qui concorde avec les résultats observés dans l'ensemble de la population<sup>25</sup>.

Les taux d'hospitalisation pour blessure due à un accident de la circulation impliquant un véhicule à moteur ou à d'autres accidents de transport terrestre représentaient, globalement, environ le quart de toutes les hospitalisations chez les hommes et le sixième de toutes les hospitalisations chez les femmes. Les taux combinés variaient selon le groupe d'âge (beaucoup plus élevés chez les 20 à 29 ans que dans les autres groupes d'âge) et le sexe (plus élevés chez les hommes). En outre, le principal facteur contribuant aux taux combinés variait selon le groupe d'identité autochtone prédominant : alors que, dans les régions à fort pourcentage d'Inuits, les hospitalisations liées à d'autres accidents de transport terrestre étaient plus fréquentes que celles liées à un accident de la circulation impliquant un véhicule à moteur, ce profil était inversé dans les autres régions.

Chez les hommes, les blessures non intentionnelles dues à un empoisonnement ou à un heurt étaient associées à des THNA semblables pour tous les groupes d'âge combinés à l'intérieur de chaque région. Chez les femmes, les

blessures dues à un heurt étaient moins fréquentes que celles dues à un empoisonnement. Les autres causes de blessure dignes de mention comprennent, chez les hommes, les coupures et perforations et les causes naturelles ou environnementales dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, celles à fort pourcentage de Métis et celles à fort pourcentage d'Inuits, ainsi que le fait d'être brûlé par le feu (ou des substances brûlantes) ou blessé par une machine dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations et celles à fort pourcentage de Métis. Chez les femmes, ces autres causes comprennent les coupures et perforations, le fait d'être brûlé par le feu (ou des substances brûlantes), les blessures dues à des causes naturelles ou environnementales dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, celles à fort pourcentage de Métis et celles à fort pourcentage d'Inuits.

#### Rapports de taux

Les rapports de taux établissant des comparaisons entre les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone et celles ayant un faible pourcentage de résidents d'identité autochtone varient selon le groupe d'identité autochtone prédominant, la cause de la blessure, le sexe et le groupe d'âge (tableau 4). Les IC ont, pour la plupart des rapports de taux, des limites inférieure et supérieure plus élevées que 1,00, ce qui signifie que les THNA observés dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone sont significativement plus élevés que ceux observés dans les régions ayant un faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Chez les hommes, les rapports de taux toutes causes confondues sont plus élevés dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations (2,7; IC à 95 % : 2,6 à 2,7), suivies par les régions à fort pourcentage de Métis (2,0; IC à 95 % : 2,0 à 2,1) et les régions à fort pourcentage d'Inuits (1,8; IC à 95 % : 1,7 à 1,9). Chez les femmes, les rapports de taux sont plus élevés dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations (2,8; IC à 95 % : 2,7 à 2,8), suivies par les régions à fort pourcentage d'Inuits (2,3; IC à 95 % :

2,2 à 2,5) et les régions à fort pourcentage de Métis (2,0; IC à 95 % : 1,9 à 2,1).

Plusieurs causes de blessure non intentionnelle présentent un rapport de taux significatif pour toutes les combinaisons de sexe et d'âge. On observe toujours des disparités entre les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations et celles à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone pour 8 causes de blessure (coupures, chutes, feu et substances brûlantes, accidents de la circulation impliquant un véhicule à moteur, autres accidents de transport terrestre, empoisonnement et heurt). On observe également des disparités constantes dans toutes les combinaisons de sexe et d'âge pour 4 causes de blessures (chutes, accidents de la circulation impliquant un véhicule à moteur, autres accidents de transport terrestre et empoisonnement) dans les régions à fort pourcentage de Métis, et pour 2 causes de blessure (chutes et autres accidents de transport terrestre) dans les régions à fort pourcentage d'Inuits.

Les taux d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle due à une brûlure par le feu ou une substance brûlante, à une cause naturelle ou environnementale et à l'empoisonnement sont plus de 3 fois plus élevés dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations que dans les régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone, et cela est vrai pour toutes les combinaisons de sexe et d'âge. Dans les régions à fort pourcentage d'Inuits, les autres accidents de transport terrestre affichent un rapport de taux supérieur à 3,0 dans toutes les combinaisons de sexe et d'âge, sauf chez les hommes de 30 à 44 ans, lesquels présentent un rapport de taux proche de 2,0 (2,1; IC à 95 % : 1,5 à 3,1). Dans le cas des personnes vivant dans des régions à fort pourcentage de Métis, aucune cause ne présente un rapport de taux systématiquement supérieur à ce seuil dans les 6 combinaisons de sexe et d'âge.

Les blessures par arme à feu, qui représentent une faible proportion des blessures (tableau 3), sont associées à un rapport de taux élevé chez les hommes

**TABLEAU 4**  
**Rapports de taux normalisés selon l'âge pour 10 000 personnes-années pour les blessures non intentionnelles selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	TOTAL, 20 ans et plus		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %
<b>Hommes</b>								
<b>Total</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,68	2,64 à 2,71	2,54	2,44 à 2,65	3,18	3,07 à 3,28	2,44	2,38 à 2,50
Fort % de Métis	2,05	1,97 à 2,13	2,63	2,38 à 2,91	2,37	2,17 à 2,59	1,56	1,47 à 1,65
Fort % d'Inuits	1,84	1,74 à 1,95	2,08	1,81 à 2,39	1,59	1,38 à 1,83	1,87	1,67 à 2,10
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Coupure</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,48	3,27 à 3,71	3,77	3,22 à 4,41	3,71	3,19 à 4,33	2,87	2,39 à 3,46
Fort % de Métis	2,52	2,08 à 3,05	3,48	2,32 à 5,20	1,78	1,07 à 2,97	2,30	1,44 à 3,67
Fort % d'Inuits	2,88	2,34 à 3,55	3,66	2,27 à 5,92	2,58	1,45 à 4,59	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Noyade/Suffocation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,71	2,28 à 3,22	x	x	4,31	2,76 à 6,72	2,46	1,99 à 3,05
Fort % de Métis	1,83	1,13 à 2,98	x	x	x	x	1,66	1,05 à 2,61
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Chute</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,56	2,51 à 2,61	2,33	2,14 à 2,54	3,53	3,33 à 3,74	2,79	2,22 à 2,36
Fort % de Métis	1,75	1,64 à 1,86	2,18	1,75 à 2,72	2,43	2,07 à 2,85	1,42	1,31 à 1,53
Fort % d'Inuits	1,64	1,50 à 1,79	1,78	1,32 à 2,41	1,47	1,13 à 1,93	1,66	1,41 à 1,97
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Feu/substances brûlantes</b>								
Fort % de membres des Premières nations	4,25	3,86 à 4,67	3,13	2,34 à 4,18	4,87	3,95 à 6,02	4,47	3,76 à 5,30
Fort % de Métis	3,32	2,55 à 4,33	x	x	4,02	2,38 à 6,79	2,56	1,60 à 4,11
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Arme à feu</b>								
Fort % de membres des Premières nations	5,19	4,36 à 6,19	3,97	2,78 à 5,66	6,89	4,69 à 10,12	6,97	3,92 à 12,38
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Machinerie</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,72	1,57 à 1,89	1,33	0,94 à 1,90	1,68	1,30 à 2,18	2,00	1,62 à 2,48
Fort % de Métis	2,48	2,07 à 2,96	x	x	3,89	2,63 à 5,75	1,75	1,01 à 3,02
Fort % d'Inuits	1,23	0,85 à 1,79	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Accident impliquant un véhicule à moteur</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,61	2,52 à 2,71	2,75	2,52 à 3,00	2,87	2,58 à 3,09	2,27	2,08 à 2,49
Fort % de Métis	2,52	2,31 à 2,74	3,03	2,47 à 3,72	2,81	2,28 à 3,46	1,71	1,37 à 2,12
Fort % d'Inuits	0,81	0,64 à 1,03	1,01	0,66 à 1,55	x	x	0,80	0,46 à 1,40
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.

Suite page suivante



**TABEAU 4 (Suite)**  
**Rapports de taux normalisés selon l'âge pour 10 000 personnes-années pour les blessures non intentionnelles selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	TOTAL, 20 ans et plus		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %
<b>Autres accidents de transport terrestre</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,56	2,45 à 2,68	2,50	2,25 à 2,79	2,76	2,50 à 3,05	2,40	2,14 à 2,68
Fort % de Métis	2,25	1,97 à 2,55	2,68	2,06 à 3,48	2,33	1,82 à 3,00	1,65	1,23 à 2,20
Fort % d'Inuits	3,36	2,94 à 3,84	4,51	3,52 à 5,79	2,15	1,50 à 3,07	3,46	2,51 à 4,76
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Cause naturelle ou environnementale</b>								
Fort % de membres des Premières nations	5,39	5,02 à 5,78	5,01	3,92 à 6,40	7,65	6,49 à 9,01	4,26	3,69 à 4,92
Fort % de Métis	4,45	3,74 à 5,29	6,37	3,74 à 10,87	4,96	3,16 à 7,78	3,41	2,54 à 4,58
Fort % d'Inuits	5,57	4,89 à 7,07	x	x	7,28	4,51 à 11,73	5,71	3,55 à 9,17
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Empoisonnement</b>								
Fort % de membres des Premières nations	4,05	3,85 à 4,26	3,77	3,19 à 4,45	5,22	4,64 à 5,88	3,38	3,03 à 3,77
Fort % de Métis	2,62	2,25 à 3,06	4,33	2,96 à 6,33	2,65	1,81 à 3,89	1,76	1,34 à 2,31
Fort % d'Inuits	2,45	2,00 à 3,00	x	x	2,91	1,82 à 4,64	2,09	1,26 à 3,47
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Heurt</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,58	2,44 à 2,72	2,45	2,16 à 2,77	2,63	2,33 à 2,97	2,70	2,37 à 3,07
Fort % de Métis	1,92	1,62 à 2,27	2,00	1,42 à 2,82	2,17	1,58 à 2,97	1,46	1,03 à 2,07
Fort % d'Inuits	1,64	1,27 à 2,10	1,95	1,25 à 3,05	1,21	0,71 à 2,06	1,76	0,93 à 3,31
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Autres<sup>d</sup></b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,23	2,15 à 2,30	1,85	1,64 à 2,08	2,38	2,18 à 2,60	2,31	2,15 à 2,48
Fort % de Métis	1,58	1,43 à 1,75	1,98	1,48 à 2,65	1,50	1,16 à 1,92	1,42	1,18 à 1,71
Fort % d'Inuits	1,56	1,34 à 1,80	1,36	0,88 à 2,09	1,03	0,70 à 1,53	2,10	1,56 à 2,81
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Femmes</b>								
<b>Total</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,78	2,74 à 2,83	3,88	3,68 à 4,10	3,87	3,70 à 4,04	2,25	2,20 à 2,30
Fort % de Métis	1,98	1,90 à 2,07	2,96	2,56 à 3,43	2,54	2,25 à 2,87	1,62	1,55 à 1,70
Fort % d'Inuits	2,34	2,20 à 2,48	2,57	2,11 à 3,13	2,90	2,47 à 3,40	2,13	1,87 à 2,42
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Coupure</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,68	3,19 à 4,25	4,07	2,98 à 5,56	4,02	3,02 à 5,37	2,81	1,89 à 4,16
Fort % de Métis	4,03	3,04 à 5,34	6,54	3,59 à 11,89	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	6,84	5,05 à 9,27	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Noyade ou suffocation</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,22	1,72 à 2,86	x	x	x	x	2,12	1,62 à 2,79
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.

Suite page suivante

**TABEAU 4 (Suite)**  
**Rapports de taux normalisés selon l'âge pour 10 000 personnes-années pour les blessures non intentionnelles selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010**

Cause de la blessure <sup>c</sup>	TOTAL, 20 ans et plus		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %
<b>Chute</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,43	2,39 à 2,48	4,09	3,72 à 4,49	3,68	3,43 à 3,95	2,01	2,04 à 2,14
Fort % de Métis	1,74	1,65 à 1,84	3,40	2,65 à 4,36	2,52	2,07 à 3,06	1,47	1,40 à 1,55
Fort % d'Inuits	2,19	2,03 à 2,37	2,62	1,83 à 3,76	2,93	2,26 à 3,78	2,04	1,73 à 2,40
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Feu/substances brûlantes</b>								
Fort % de membres des Premières nations	4,21	3,58 à 4,94	6,68	4,67 à 9,57	4,71	3,39 à 6,55	2,98	2,31 à 3,83
Fort % de Métis	5,58	4,16 à 7,48	x	x	8,33	4,67 à 14,85	3,72	2,43 à 5,70
Fort % d'Inuits	6,13	4,04 à 9,31	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Arme à feu</b>								
Fort % de membres des Premières nations	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Machinerie</b>								
Fort % de membres des Premières nations	1,82	1,29 à 2,56	x	x	x	x	x	x
Fort % de Métis	x	x	x	x	x	x	x	x
Fort % d'Inuits	x	x	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Accident impliquant un véhicule à moteur</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,65	3,50 à 3,81	4,01	3,60 à 4,45	4,39	3,96 à 4,87	2,89	2,62 à 3,19
Fort % de Métis	2,36	2,07 à 2,69	2,72	1,99 à 3,72	2,81	2,10 à 3,77	1,80	1,33 à 2,43
Fort % d'Inuits	1,10	0,81 à 1,48	x	x	1,51	0,89 à 2,54	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Autres accidents de transport terrestre</b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,85	2,63 à 3,10	3,63	3,03 à 4,36	3,12	2,64 à 3,70	2,12	1,76 à 2,55
Fort % de Métis	2,29	1,78 à 2,96	2,37	1,37 à 4,09	1,96	1,20 à 3,21	2,53	1,67 à 3,82
Fort % d'Inuits	5,45	4,51 à 6,60	5,28	3,37 à 8,27	4,96	3,23 à 7,61	5,99	3,78 à 9,48
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Cause naturelle ou environnementale</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,72	3,32 à 4,17	4,83	3,50 à 6,66	4,07	3,09 à 5,37	3,17	2,62 à 3,84
Fort % de Métis	2,47	1,74 à 3,51	x	x	x	x	2,58	1,52 à 4,38
Fort % d'Inuits	2,86	1,81 à 4,53	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Empoisonnement</b>								
Fort % de membres des Premières nations	4,49	4,26 à 4,73	4,87	4,15 à 5,71	6,01	5,35 à 6,75	3,45	3,11 à 3,83
Fort % de Métis	2,59	2,21 à 3,03	2,73	1,65 à 4,51	2,55	1,71 à 3,82	2,55	1,95 à 3,34
Fort % d'Inuits	2,21	1,74 à 2,81	3,99	2,35 à 6,79	2,58	1,42 à 4,68	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.

Suite page suivante

TABLEAU 4 (Suite)

Rapports de taux normalisés selon l'âge pour 10 000 personnes-années pour les blessures non intentionnelles selon le sexe, le groupe d'âge et la cause de la blessure et selon le groupe d'identité autochtone<sup>a</sup>, AD<sup>b</sup>, population de 20 ans et plus, Canada (hors Québec), 2004-2005 à 2009-2010

Cause de la blessure <sup>c</sup>	TOTAL, 20 ans et plus		20 à 29 ans		30 à 44 ans		45 ans et plus	
	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	RT	IC à 95 %
<b>Mort</b>								
Fort % de membres des Premières nations	3,61	3,26 à 4,00	3,77	2,96 à 4,79	4,01	3,21 à 5,01	3,17	2,60 à 3,85
Fort % de Métis	2,96	2,21 à 3,93	3,95	2,23 à 7,00	x	x	2,60	1,80 à 3,98
Fort % d'Inuits	2,45	1,69 à 3,55	x	x	x	x	x	x
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.
<b>Autres<sup>d</sup></b>								
Fort % de membres des Premières nations	2,39	2,27 à 2,51	2,52	2,12 à 3,00	2,00	2,06 à 3,10	2,13	1,96 à 2,32
Fort % de Métis	1,67	1,44 à 1,93	1,97	1,22 à 3,17	2,02	1,41 à 2,86	1,39	1,12 à 1,72
Fort % d'Inuits	2,32	1,92 à 2,81	2,15	1,22 à 3,79	2,26	1,46 à 3,50	2,41	1,67 à 3,49
Faible % d'Autochtones	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.	1,00	s.o.

Source : Base de données sur les congés des patients, 2004-2005 à 2009-2010.

Abbréviations : IC, intervalle de confiance; RT, rapport de taux, s.o., sans objet.

Remarque : Le symbole « x » signifie que les données doivent être gardées confidentielles en vertu des dispositions de la loi sur la statistique.

<sup>a</sup> Selon le recensement de 2006.

<sup>b</sup> Les AD dont au moins 33 % de la population a déclaré appartenir à un groupe autochtone sont classées comme régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone. La classification d'une région selon le fort pourcentage de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits est fondée sur le groupe d'identité autochtone prédominant.

<sup>c</sup> Les catégories de blessure non intentionnelle sont fondées sur les codes de la CIM 10-CA. De plus amples renseignements peuvent être obtenus sur demande.

<sup>d</sup> Comprend des catégories telles que surmenage physique, accidents de transport par eau, exposition aux lignes électriques, etc.

vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations (tableau 4) : ce rapport de taux passe de 4,0 (IC à 95 % : 2,8 à 5,7) chez les 20 à 29 ans à 7,0 (IC à 95 % : 3,9 à 12,4) chez les 45 ans et plus. De même, les blessures par noyade ou suffocation, bien qu'elles soient relativement rares chez les hommes de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, présentent un rapport de taux élevé, de 4,3 (IC à 95 % : 2,8 à 6,7) dans ce groupe d'âge. En revanche, les chutes, cause de blessure la plus fréquente, ne sont pas associées aux rapports de taux les plus élevés, même si elles affichent un rapport de taux significativement supérieur à 1,0. Les rapports de taux pour les chutes ne sont pas supérieurs aux rapports de taux toutes causes confondues, sauf chez les hommes de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations.

## Analyse

Nous avons examiné les hospitalisations pour blessure non intentionnelle, selon la

cause, chez les adultes vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, dans des régions à fort pourcentage de Métis et dans des régions à fort pourcentage d'Inuits, ainsi que dans des régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Entre environ un tiers et deux tiers de toutes les hospitalisations pour blessure sont causées par des chutes. En général, dans toutes les régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone et pour les deux sexes, les taux de blessure les plus élevés sont observés dans le groupe le plus âgé, sauf chez les hommes vivant dans des régions à fort pourcentage de Métis, où ce sont les 20 à 29 ans qui affichent les taux les plus élevés.

Dans les régions comptant une forte proportion de membres des Premières nations, de Métis ou d'Inuits, les rapports de taux sont toujours plus élevés : pour toutes les causes et tous les âges combinés, les rapports de taux se situent entre 1,8 et 2,7 chez les hommes, et entre 2,0 et 2,8 chez les femmes. Les rapports de taux affichent toutefois une grande variabilité :

alors que certaines causes de blessure non intentionnelle sont associées à un rapport de taux allant jusqu'à 7,0 (pour les blessures par arme à feu chez les hommes de 45 ans et plus vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations), d'autres ont un rapport de taux inférieur à 1,0, ce qui indique un écart moins marqué par rapport aux régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone.

Nos résultats montrent que les THNA et les rapports de taux constituent deux mesures complémentaires mais non équivalentes de l'hospitalisation pour blessure. En effet, les causes de blessure non intentionnelle qui affichent à la fois un THNA « élevé » et un rapport de taux « élevé » sont relativement rares. Dans 13 cas seulement, on a observé un taux de blessure supérieur à 10/10 000 et un rapport de taux supérieur à 3,0<sup>e</sup>, ce qui signifie que la blessure en question est à la fois beaucoup plus fréquente que les autres blessures et beaucoup plus fréquente dans la région à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone que dans celles à faible pour-

<sup>e</sup> Dans cette section, nous avons choisi arbitrairement un seuil de 10/10 000 personnes-années pour les THNA et un seuil de 3,0 pour les rapports de taux.

centage de résidents d'identité autochtone. Il s'agit des combinaisons suivantes : 1) les chutes, chez les hommes de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, chez les femmes de 20 à 29 ans ou de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations, et chez les femmes de 20 à 29 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de Métis; 2) les accidents de la circulation impliquant un véhicule à moteur, chez les hommes de 20 à 29 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de Métis et chez les femmes de 20 à 29 ans ou de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations; 3) les autres accidents de transport terrestre, chez les hommes de 20 à 29 ans ou de 45 ans et plus vivant dans des régions à fort pourcentage d'Inuits et chez les femmes de 45 ans et plus vivant dans des régions à fort pourcentage d'Inuits; 4) l'empoisonnement, chez les hommes de 30 à 44 ans vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations et chez les femmes de 30 à 44 ou de 45 ans et plus vivant dans des régions à fort pourcentage de membres des Premières nations.

En résumé, on peut caractériser comme suit les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone.

- Les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations affichent les THNA totaux les plus élevés parmi les 4 types de régions, pour chaque combinaison de sexe et d'âge, un THNA élevé de 29 pour 10 000 dans le cas des accidents de la circulation impliquant un véhicule à moteur chez les hommes de 20 à 29 ans, un THNA relativement élevé dans le cas de l'empoisonnement pour toutes les combinaisons de sexe et d'âge et dans le cas des blessures causées par un heurt pour tous les groupes d'âge chez les hommes, et des rapports de taux relativement élevés dans le cas des blessures liées à la noyade et à la suffocation, au feu et aux substances brûlantes ainsi qu'aux armes à feu (pour toutes les combinaisons de sexe et d'âge pour lesquelles les résultats étaient disponibles), même si le THNA pour ces causes est faible.

- Les régions à fort pourcentage de Métis affichent un THNA total plus élevé chez les hommes de 20 à 29 ans que dans les autres groupes d'âge, le plus faible THNA total enregistré parmi les femmes vivant dans des régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone, et un THNA relativement élevé pour les blessures causées par de la machinerie chez les hommes de 30 à 44 ans.
- Les régions à fort pourcentage d'Inuits présentent le THNA total le plus faible parmi les hommes de tous les groupes d'âge vivant dans des régions à fort pourcentage de résidents d'identité autochtone, le THNA le plus élevé en ce qui concerne les autres accidents de transport terrestre pour la plupart des combinaisons de sexe et d'âge et un rapport de taux élevé pour les causes naturelles ou environnementales chez les hommes, pour tous les groupes d'âge pour lesquels les résultats étaient disponibles.

Bien que nous ayons utilisé une méthodologie différente, nos résultats concordent avec ceux de Fantus et collab.<sup>14</sup> en ce qui concerne les chutes et les accidents de la circulation impliquant un véhicule à moteur : ces auteurs ont fait état d'un taux ajusté selon l'âge et le sexe de respectivement 57 et 14 pour 10 000 personnes-années pour ces 2 causes, tandis que nous avons relevé un THNA de 55 pour 10 000 dans le cas des chutes chez les deux sexes et de respectivement 20 et 15 pour 10 000 chez les hommes et les femmes pour les accidents impliquant un véhicule à moteur. En outre, bien que nous ayons examiné les hospitalisations plutôt que les décès, que nous ayons utilisé une approche fondée sur les géozones plutôt que sur le couplage d'enregistrements et que nous n'ayons pas eu recours aux mêmes groupes d'âge, nos résultats relatifs aux rapports de taux pour les chutes dans les régions à fort pourcentage de membres des Premières nations et dans celles à fort pourcentage de Métis sont semblables à ceux obtenus par Tjepkema et collab.<sup>5</sup>

#### Limites

Notre analyse porte uniquement sur les blessures ayant entraîné une hospitalisa-

tion, et non sur celles ayant provoqué la mort<sup>15</sup>. Ces données ne tiennent pas compte des personnes qui se sont présentées aux services des urgences, aux cabinets des médecins ou dans les cliniques.

Comme dans toutes les études écologiques, un biais peut provenir du fait que les résultats sont fondés sur des zones géographiques et non sur des individus<sup>22,26</sup>. Dans le même ordre d'idée, nos résultats portant sur des personnes vivant dans des régions ayant une forte proportion de résidents d'identité autochtone - selon un seuil préétabli - dont certaines n'ont pas déclaré d'identité autochtone, ils ne sont pas représentatifs des individus membres des Premières nations, Métis ou Inuits au Canada. En outre, d'autres facteurs (dont certains sont présentés dans le tableau 1), tels que les caractéristiques socioéconomiques (non liées à l'identité autochtone), pourraient expliquer toute différence observée entre les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone et celles ayant un faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Le fait d'habiter dans une région rurale ou urbaine pourrait particulièrement se révéler être un facteur confusionnel. Cette variable, représentée dans le tableau 1 par la zone d'influence métropolitaine (ZIM), n'a pas été utilisée dans cette étude. De même, le fait que l'identité autochtone soit définie à partir du Recensement de 2006 alors que la Base de données sur les congés des patients est utilisée pour l'ensemble de la période (2004-2005 à 2009-2010) peut donner lieu à des divergences relevant de la manière dont les régions sont définies dans ces deux bases de données.

Il convient également de mentionner d'autres limites liées aux données géographiques. Premièrement, la province de Québec et un hôpital des territoires n'ayant pas fourni de données administratives, ils n'ont pas été inclus. Deuxièmement, comme on ne connaissait pas le lieu de survenue de la blessure, c'est le code postal résidentiel qui a servi d'indicateur indirect. Troisièmement, pour certaines régions rurales, les codes postaux ne rendent pas compte avec précision du lieu de résidence en raison



de l'utilisation de numéros de cases postales, ces dernières pouvant ne pas être situées au même endroit que le lieu de résidence; de plus, les codes postaux ruraux peuvent s'étendre à plus d'une AD, ce qui réduit la capacité de déterminer le lieu de résidence exact<sup>19</sup>.

## Conclusion

Nous avons pu présenter des données d'hospitalisation relatives aux blessures non intentionnelles au Canada, ce qui a permis d'établir des comparaisons entre les régions à fort et celles à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone (membres des Premières nations, Métis ou Inuits). Les inégalités en matière de santé dans la population autochtone doivent être analysées en tenant compte du contexte social général : au Canada, les Autochtones vivent généralement dans des régions caractérisées par des conditions socioéconomiques plus défavorables que l'ensemble de la population canadienne, dont faibles revenus, taux de chômage élevé, logements surpeuplés ou maisons ayant besoin de réparations<sup>7</sup>. Ce constat est étayé par les résultats présentés dans tableau 1 : les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone ont une population majoritairement composée d'individus d'origine autochtone et sont caractérisées par des conditions socioéconomiques plus défavorables que les régions à faible pourcentage de résidents d'identité autochtone. Nos données mettent également en évidence un taux plus élevé d'hospitalisation pour blessure non intentionnelle dans les régions à forte proportion de résidents d'identité autochtone, ce qui pourrait être un indicateur de conditions sociales, étant donné que les personnes dont le statut socioéconomique est faible sont plus à risque de présenter des problèmes liés à la santé.

## Remerciements

Nous tenons à remercier de son appui la Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits de Santé Canada. Notre reconnaissance va également aux deux évaluateurs anonymes

dont les judicieux commentaires ont permis l'amélioration de notre texte.

## Références

1. Tjepkema M, Wilkins R. Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans et probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans, selon la situation socioéconomique et l'ascendance autochtone. *Rapports sur la santé* 2011;22(4):31-6.
2. Tjepkema M, Wilkins R, Pennock J, Goedhuis N. Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Indiens inscrits, 1991 à 2001. *Rapports sur la santé* 2011;22(1):27-39.
3. Tjepkema M, Wilkins R, Senécal S, Guimond E, Penney C. Années potentielles de vie perdues de 25 à 74 ans chez les Métis et les Indiens non inscrits, 1991 à 2001. *Rapports sur la santé* 2011;22(1):41-52.
4. Garner R, Carrière G, Sanmartin C; Équipe de recherche de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé. La santé des adultes chez les Premières nations vivant hors réserve, les Inuits, et les Métis au Canada : l'incidence du statut socioéconomique sur les inégalités en matière de santé. Série de documents de travail de la recherche sur la santé. Ottawa, Ontario : Statistique Canada; juin 2010. [Statistique Canada, n° 82-622-X au catalogue, n° 004].
5. Tjepkema M, Wilkins R, Senécal S, Guimond E, Penney C. La mortalité chez les Métis et les Indiens inscrits adultes au Canada : étude de suivi sur 11 ans. *Rapports sur la santé* 2009;20(4): 33-55.
6. Wilkins R, Uppal S, Finès P, Senécal S, Guimond E, Dion R. Espérance de vie dans les régions où vivent les Inuits au Canada, 1989 à 2003. *Rapports sur la santé* 2008;19(1):7-20.
7. Adelson N. The embodiment of inequity - health disparities in Aboriginal Canada. *Can J Public Health*. 2005;96 Suppl 2:S45-61.
8. Allard YE, Wilkins R, Berthelot JM. Mortalité prématurée dans les régions sociosanitaires à forte population autochtone. *Rapports sur la santé* 2004;15(1):55-66.
9. Santé Canada. Les lésions traumatiques accidentelles et intentionnelles chez les Autochtones du Canada, 1990-1999. Ottawa, Ontario : Santé Canada; 2001. [N° au catalogue H35-4/8-1999].
10. Tjepkema M. Les blessures non mortelles chez les Autochtones. *Rapports sur la santé* 2005;16(2):9-24.
11. Santé Canada. Profil statistique de la santé des Premières nations au Canada : Utilisation des services de santé dans l'Ouest canadien, 2000. Ottawa, Ontario : Santé Canada; 2009. [N° au catalogue : H34 193/4-2008F-PDF].
12. Karmali S, Laupland K, Harrop AR, et collab. Epidemiology of severe trauma among status Aboriginal Canadians: a population-based study. *CMAJ*. 2005;172 (8):1007-11.
13. Haas B, Poon V, Waller B, Sidhom P, Fortin CM. Rapport de 2011 du Registre national des traumatismes, hospitalisations pour blessures graves au Canada (données de 2008-2009). Toronto, Ontario : Institut canadien d'information sur la santé; 2011.
14. Fantus D, Shah BR, Qiu F, Hux P, Rochon P. Injury in First nations communities in Ontario. *Can J Public Health*. 2009;100(4):258-62.
15. Carrière G, Garner R, Sanmartin C; Équipe de recherche de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé. Hospitalisations dans des hôpitaux de soins de courte durée et identité autochtone au Canada, 2001-2002. Série de documents de travail de la recherche sur la santé. Ottawa, Ontario : Statistique Canada; 2010. [N° 82-622-X au catalogue, n° 005].
16. Oliver LN, Kohen DE. Hospitalisations d'enfants et de jeunes pour blessure non intentionnelle dans les régions ayant un fort pourcentage de résidents d'identité autochtone, 2001-2002 à 2005-2006. *Rapports sur la santé* 2012;23(3):7-16.
17. Alaghebandan R, Sikdar KC, MacDonald D, Collins KD, Rossignol AM. Unintentional injuries among children and adolescents in Aboriginal and non-Aboriginal communities, Newfoundland and Labrador, Canada. *Int J Circumpolar Health*. 2010; 69:1:61-71.

18. Peters PA. Shifting transitions: health inequalities of Inuit Nunangat in perspective. *J Rural Community Dev.* 2012;7(1): 36-58.
19. Sommaire - Document sur la qualité des données - Base de données sur les congés des patients, 2006-2007. Ottawa, Ontario: ICIS; octobre 2007.
20. CIM-10-CA : Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10<sup>e</sup> version, Canada, volume 1 - Table analytique. Ottawa, Ontario: ICIS; 2012.
21. Surveillance des blessures en direct : Matrice de transition de CIM-9 à CIM-10 [Internet]. Ottawa, Ontario: Agence de la santé publique du Canada; févr. 2005 [consultation le 20 juillet 2012]. Document Excel (138 Ko) téléchargeable à partir du lien:
22. Peters PA, Oliver LN, Carrière GM. Géozones : Méthode fondée sur la région géographique pour l'analyse des résultats pour la santé. *Rapports sur la santé.* 2012 Mar;23(1):55-64.
23. Wilkins R, Peters PA. FCCP + Version 5K : Guide de l'utilisateur : Logiciel de codage géographique basé sur les fichiers de conversion des codes postaux de Statistique Canada. Ottawa, Ontario : Statistique Canada; 2012. [N° 82F0086-XDB au catalogue].
24. Kegler SR. Applying the compound Poisson process model to the reporting of injury-related mortality rates. *Epidemiol Perspect Innov.* 2007;4:1.
25. Wilkins K. Chutes, gens âgés et recours aux services de santé. *Rapports sur la santé* 1999;10(4):47-57.
26. Diez Roux AV. Investigating neighborhood and area effects on health. *Am J Public Health.* 2001 Nov;91(11):1783-9.

# La bronchite chronique chez les Autochtones – prévalence et facteurs associés

S. Konrad, M. Sc. (1); A. Hossain, M. Sc. (1); A. Senthilselvan, Ph. D. (2); J. A. Dosman, M.D. (3); P. Pahlwa, Ph. D. (1, 3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** On sait peu de choses sur la bronchite chronique (BC) chez les Autochtones au Canada. Le but de cette étude était de déterminer la prévalence de la BC et des facteurs qui lui sont associés chez les Autochtones de 15 ans et plus.

**Méthodologie :** Une analyse de régression logistique a été appliquée à des données tirées de l'Enquête auprès des peuples autochtones de 2006 (enquête transversale) afin de déterminer les facteurs de risque associés à la BC.

**Résultats :** La prévalence de la BC était de 6,6 % au sein des membres des Premières nations, de 6,2 % chez les Métis et de 2,4 % chez les Inuits. Elle était plus élevée chez les femmes que chez les hommes (7,2 % contre 5,0 %). Les individus atteints de BC étaient en général plus âgés et plus nombreux à avoir un revenu et un niveau d'instruction plus faibles et à habiter en milieu rural. Le tabagisme et l'indice de masse corporelle étaient également associés de façon significative à la BC, mais leur effet différait selon le sexe. L'obésité était associée de manière particulièrement significative à la BC chez les femmes, et le fait d'être fumeur ou de n'avoir jamais fumé était aussi associé de façon significative à la BC chez les femmes.

**Conclusion :** Ces constatations permettent de déterminer les facteurs associés à la BC chez les Autochtones. Ce sont peut-être à ce titre des facteurs de risque potentiellement évitables qui peuvent éclairer les pratiques en matière de promotion de la santé et de prévention des maladies.

**Mots clés :** bronchite chronique, Autochtones, Enquête auprès des peuples autochtones

## Introduction

Les Autochtones – membres des Premières nations, Métis et Inuits – sont en nettement plus mauvaise santé que la population canadienne en général<sup>1</sup>, une tendance également observée sur le plan respiratoire<sup>2</sup>. Selon l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005<sup>3</sup>, environ 15 % des Autochtones ont reçu un diagnostic de l'une au moins de quatre maladies respiratoires (asthme, bronchite chronique [BC], emphysème et maladie pulmonaire obstructive chronique

[MPOC]), contre 10 % de la population canadienne non autochtone. En 2000, les taux de congés d'hôpital normalisés selon l'âge dans l'Ouest du Canada pour toutes les maladies respiratoires étaient chez les Autochtones de 3 040 pour 100 000 habitants, contre 920 pour 100 000 au sein de la population non autochtone<sup>4</sup>.

La BC est une maladie respiratoire définie ainsi : « Toux avec expectorations pendant au moins trois mois de l'année, pendant au moins deux ans<sup>5</sup> ». La BC est une cause de morbidité importante et une

maladie sous-jacente prédisposant à une MPOC<sup>6</sup>.

On sait peu de choses sur la BC chez les Autochtones au Canada. L'Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières nations de 2002-2003 conclut à une prévalence normalisée selon l'âge de la BC autodéclarée comme diagnostiquée par un médecin de 3,7 % chez les membres des Premières nations vivant dans des réserves<sup>7</sup>; la prévalence chez les Autochtones vivant hors réserve est de 4,9 %. Ces deux taux sont supérieurs à la prévalence au sein de la population canadienne non autochtone, qui est de 2,4 %, selon l'ESCC de 2005<sup>3</sup>.

La prévalence de la BC chez les Autochtones est peut-être élevée à cause de la forte prévalence de divers facteurs de risque. Le tabagisme, un faible revenu familial, un faible niveau d'instruction et des logements insalubres, souvent associés de façon significative à la prévalence et à l'incidence de la BC<sup>8-10</sup>, sont plus prévalents chez les Autochtones. Selon l'Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières nations de 2002-2003, environ 59 % des membres des Premières nations déclaraient fumer, les taux de tabagisme étant plus élevés chez ceux qui vivaient dans des réserves que chez les autres<sup>7</sup>. Les taux de tabagisme chez les Inuits atteindraient jusqu'à 70 %<sup>11</sup>.

En 2005, le revenu total médian des Autochtones de 25 à 54 ans (22 000 \$) était nettement inférieur à celui de la population non autochtone d'âge identique (33 000 \$)<sup>12</sup>. Dans le groupe des 25 à 64 ans, 44 % des Autochtones (contre 60 %

Rattachement des auteurs :

1. Département de santé communautaire et d'épidémiologie, Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), Canada

2. Département des sciences de la santé publique, École de santé publique, Université de l'Alberta, Edmonton (Alberta), Canada

3. Centre canadien de santé et sécurité en milieu agricole, Université de la Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), Canada

**Correspondance :** Punam Pahlwa, Centre canadien de santé et sécurité en milieu agricole, Université de la Saskatchewan, 103, Hospital Drive, Saskatoon (Saskatchewan) S7N 0W8; tél. : 306-966-7944; téléc. : 306-966-7920; courriel : pup165@mail.usask.ca

de l'ensemble de la population) avaient fait des études postsecondaires<sup>13</sup>. Or un niveau d'instruction inférieur est souvent associé à un statut socioéconomique inférieur, ce qui peut aller de pair avec un revenu inférieur et de pires conditions de logement. En 2006, les Autochtones étaient pratiquement quatre fois plus nombreux à vivre dans des logements surpeuplés et trois fois plus nombreux à vivre dans un logement nécessitant des réparations importantes que les Canadiens non autochtones<sup>14</sup>. Or qui dit mauvaises conditions de logement dit souvent humidité et moisissures, ce qui peut entraîner des problèmes respiratoires<sup>2</sup>.

Nous avons procédé à une étude descriptive afin d'évaluer la relation entre la BC et les caractéristiques personnelles et contextuelles. Les déterminants de la BC chez les Autochtones du Canada n'étant pas encore bien établis, cette étude visait à confirmer la prévalence (brute et ajustée) de la BC et à en déterminer les facteurs connexes chez les Autochtones canadiens de 15 ans et plus vivant hors réserve.

## Méthodologie

### *Population étudiée et source des données*

L'Enquête auprès des peuples autochtones (EAPA) de 2006 est une enquête transversale nationale réalisée entre octobre 2006 et mars 2007 par Statistique Canada en partenariat avec des organisations autochtones<sup>15</sup>. C'était la troisième fois que Statistique Canada la réalisait, la première datant de 1991 et la deuxième de 2001. Elle avait pour population cible les membres des Premières nations vivant hors réserve, les Métis et les Inuits vivant en milieu urbain, rural et dans le Nord dans l'ensemble du Canada. Un plan d'échantillonnage à plusieurs degrés a été utilisé pour choisir et recueillir des données de toutes les provinces. On peut trouver ailleurs des détails sur ce plan d'échantillonnage<sup>15</sup>. En bref, un échantillon cible a été créé à partir des réponses positives à quatre questions de sélection du questionnaire de recensement complet de 2006 indiquant que les répondants soit avaient des ancêtres autochtones, soit s'identifiaient comme Indiens de l'Amérique du

Nord, Métis ou Inuits, soit étaient Indiens inscrits ou relevaient des traités, soit étaient membres d'une bande indienne, soit une combinaison de ces réponses. L'échantillon a ensuite été divisé selon les domaines d'estimation et en fonction de l'identité autochtone, des groupes d'âge et des zones géographiques. Un échantillon aléatoire a alors été choisi pour chaque domaine d'estimation. L'EAPA comprenait des renseignements sur l'identité et l'ascendance autochtone, l'instruction, la langue, l'activité professionnelle, le revenu, la santé, les technologies des communications, la mobilité, le logement et le milieu familial. On a sélectionné en tout 48 921 participants, avec un taux de réponse de 80,1 %. Les données ont été recueillies au moyen de questionnaires autoremplis ou d'entrevues personnelles réalisées au téléphone ou en face à face.

Les populations cibles de cette enquête étaient les jeunes et les enfants autochtones (de 6 à 14 ans) et les adultes autochtones (15 ans et plus). Comme notre étude portait essentiellement sur la population adulte, nous avons exclu les participants à l'EAPA âgés de moins de 15 ans.

Le comité d'éthique de la recherche de l'Université de la Saskatchewan a approuvé ces recherches. Nous avons été autorisés à accéder aux données de Statistique Canada et avons effectué toutes les analyses au Centre de données de recherche de Statistique Canada à l'Université de la Saskatchewan.

### *Mesures*

L'EAPA comprenait une série de questions destinées à connaître les maladies chroniques des participants à l'enquête. Les variables utilisées dans l'analyse sont définies ci-dessous.

### *Résultat*

Dans ce rapport<sup>15</sup>, la variable de résultat nous intéressant pour les adultes reposait sur la question suivante : « Est-ce qu'un médecin, une infirmière ou un autre professionnel de la santé vous a dit que vous souffriez de bronchite chronique? »

## Facteurs

Les variables démographiques et celles du milieu de vie, ainsi que les variables relatives à la santé et au mode de vie, présentaient un intérêt (voir le tableau 1). Les variables démographiques comprenaient l'âge, le sexe, l'origine ethnique et la situation de famille; les variables du milieu de vie comprenaient le lieu de résidence (urbain/rural), le nombre de personnes par ménage et la zone géographique. Le lieu de résidence reposait sur les définitions de Statistique Canada (peuplement et densité de population minimaux par km<sup>2</sup>) et les zones géographiques étaient les Territoires (Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut), la Colombie-Britannique, les Prairies (Alberta, Saskatchewan et Manitoba), l'Ontario, le Québec et les provinces de l'Atlantique (Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador). Les variables relatives à la santé comprenaient l'état de santé général autoévalué, le tabagisme et l'indice de masse corporelle (IMC). L'IMC a été adopté comme variable continue dans le modèle multivarié et a ensuite été divisé en classes pour une représentation schématique (figure 2). Les variables socioéconomiques comprenaient le niveau d'instruction et le revenu.

### *Analyse statistique*

Nous avons calculé le pourcentage de participants déclarant souffrir de BC et mesuré les facteurs associés. Les variables de poids calculées par les spécialistes en méthodologie de Statistique Canada utilisées dans toutes les analyses ont garanti que les estimations finales seraient représentatives de la population étudiée. Nous avons utilisé une modélisation par régression logistique multiple pondérée et fondée sur une probabilité maximale afin de tester l'association des facteurs de risque de la BC. Une technique de rééchantillonnage avec répliques équilibrées répétées a été employée pour le calcul des erreurs types des coefficients de régression afin de tenir compte des regroupements hérités du plan d'étude de l'enquête transversale complexe. Les interactions réciproques statistiquement significatives ont été analysées. Les résultats des modèles sont



**TABEAU 1**  
Caractéristiques des Autochtones (de 15 ans et plus) stratifiées selon l'autodéclaration de  
bronchite chronique, 2006, Canada (N = 48 921)

	Bronchite chronique (%)		RC (IC à 95 %)
	Oui	Non	
Caractéristiques démographiques			
Origine ethnique autochtone <sup>a</sup>			
Indien de l'Amérique du Nord	6,57	93,43	1,00
Métis	6,19	93,81	0,93 (0,79 à 1,11)
Inuit	2,38	97,62	0,35 (0,25 à 0,47)
Sexe			
Homme	5,00	95,00	1,00
Femme	7,20	92,80	1,47 (1,23 à 1,76)
Âge (en années)			
15-19	2,67	97,33	1,00
20-24	3,12	96,88	1,17 (0,73 à 1,86)
25-34	3,70	96,30	1,40 (0,95 à 2,06)
35-44	6,12	93,88	2,38 (1,67 à 3,38)
45-54	9,09	90,91	3,64 (2,57 à 5,17)
55 et plus	10,06	89,94	4,07 (2,83 à 5,86)
Situation de famille			
Marié	6,85	93,15	1,00
Jamais marié	4,28	95,72	0,61 (0,50 à 0,74)
Veuf ou divorcé	10,59	89,41	1,61 (1,30 à 2,00)
Caractéristiques du milieu de vie			
Nombre de personnes par ménage			
≥ 5	4,08	95,92	1,00
3-4	5,32	94,68	1,34 (1,01 à 1,71)
≤ 2	8,22	91,78	2,11 (1,63 à 2,72)
Lieu de résidence <sup>b</sup>			
Urbain	6,61	93,39	1,00
Rural	5,19	94,81	0,77 (0,66 à 0,91)
Zone géographique			
Territoires <sup>c</sup>	1,85	98,15	1,00
Colombie-Britannique	4,95	95,05	2,78 (1,94 à 3,98)
Prairies <sup>d</sup>	4,96	95,04	2,78 (2,05 à 3,78)
Ontario	9,05	90,95	5,31 (3,82 à 7,37)
Québec	6,89	93,11	3,95 (2,75 à 5,66)
Provinces de l'Atlantique <sup>e</sup>	7,44	92,56	4,29 (3,08 à 5,97)
Statut socioéconomique			
Niveau d'instruction			
Diplôme universitaire	3,93	96,07	1,00
Études universitaires	6,82	93,18	1,78 (1,31 à 2,43)
Secondaire terminé	5,29	94,71	1,36 (0,94 à 1,98)
Moins que le secondaire	6,95	93,05	1,82 (1,33 à 2,49)
Revenu annuel (\$)			
100 000 et plus	2,69	97,31	1,00
80 000-99 999	3,88	96,12	1,46 (1,01 à 2,09)
60 000-79 999	5,71	94,29	2,19 (1,58 à 3,02)

Suite page suivante

présentés sous forme de rapports de cotes (RC) assortis d'intervalles de confiance (IC) à 95 %. Les progiciels statistiques SAS version 9.2 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, É.-U.) et STATA version 11.0 ont été utilisés pour toutes les analyses.

## Résultats

Parmi les répondants adultes à l'EAPA, 50,0 % étaient membres des Premières nations, 45,2 % Métis et les autres, soit 4,8 %, Inuits. En raison de leur faible effectif au sein de l'ensemble de données, les Inuits ont été exclus de toutes les analyses multivariées.

### Prévalence brute de la bronchite chronique

Le tableau 1 résume la prévalence et le rapport de cotes pour la BC. La prévalence brute de la BC était de 6,6 % chez les membres des Premières nations, 6,2 % chez les Métis et 2,4 % chez les Inuits, respectivement (tableau 1). La prévalence globale était de 6,0 % chez les Autochtones vivant hors réserve. Elle était de 8,3 % chez les fumeurs et de 3,3 % chez les non-fumeurs n'ayant jamais fumé. La BC était plus fréquente chez les femmes que chez les hommes (5,0 % contre 7,2 %) et elle augmentait avec l'âge, passant de 2,7 % chez les 15 à 19 ans à 10,1 % chez les 55 ans et plus. C'est en Ontario (9,1 %) et dans les provinces de l'Atlantique (7,4 %) que la prévalence était la plus élevée. Elle était également plus forte chez ceux vivant avec un plus faible revenu et dont le niveau d'instruction était inférieur.

La prévalence était de 13,2 % chez les diabétiques et de 8,1 % chez les non-diabétiques.

### Prévalence ajustée de la bronchite chronique

Le tableau 2 synthétise les variables qui se sont révélées être prédictrices importantes de la BC dans le modèle multivarié.

Dans le modèle multivarié, la prévalence de la BC chez les Métis ne différait pas de manière significative de la prévalence chez les Premières nations (RC = 1,05;

**TABEAU 1 (Suite)**  
**Caractéristiques des Autochtones (de 15 ans et plus) stratifiées selon l'autodéclaration de**  
**bronchite chronique, 2006, Canada (N = 48 921)**

	Bronchite chronique (%)		RC (IC à 95 %)
	Oui	Non	
40 000-59 999	6,46	93,54	2,49 (1,83 à 3,40)
20 000-39 999	7,08	92,92	2,75 (2,05 à 3,69)
Moins de 20 000	11,45	88,55	4,66 (3,44 à 6,33)
<b>Caractéristiques du mode de vie</b>			
<b>Tabagisme</b>			
N'a jamais fumé	3,25	96,75	1,00
Ex-fumeur	6,27	93,73	1,99 (1,54 à 2,56)
Fumeur	8,32	91,68	2,70 (2,14 à 3,40)
<b>Caractéristiques liées à la santé</b>			
<b>État de santé général</b>			
Excellent	2,21	97,79	1,00
Très bon	3,43	96,57	1,57 (1,13 à 2,16)
Bon	6,20	93,80	2,92 (2,16 à 3,94)
Assez bon	14,36	85,64	7,41 (5,39 à 10,17)
Mauvais	21,94	78,06	12,41 (8,88 à 17,35)
<b>Diabète</b>			
Non	8,10	91,90	1,00
Oui	13,16	86,84	1,72 (1,01 à 2,96)
<b>IMC (kg/m<sup>2</sup>)</b>			
< 24,9	6,00	94,00	1,00
25,0-29,9	5,51	94,49	0,91 (0,73 à 1,13)
> 29,9	7,34	92,66	1,26 (1,02 à 1,55)

Abréviations : IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC, rapport de cotes.

<sup>a</sup> D'après les participants à l'EAPA s'identifiant soit comme Indien de l'Amérique du Nord, Métis ou Inuit, soit comme Indien inscrit ou relevant des traités, soit comme membre d'une bande indienne, soit comme ayant une ascendance autochtone, soit une combinaison de ces réponses.

<sup>b</sup> Selon les définitions de Statistique Canada<sup>15</sup>.

<sup>c</sup> Yukon, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut.

<sup>d</sup> Alberta, Saskatchewan, Manitoba.

<sup>e</sup> Île du Prince Édouard, Nouveau Brunswick, Nouvelle-Écosse, Terre-Neuve.

IC à 95 % : 1,00 à 1,10). Comme prévu, les répondants plus âgés étaient plus nombreux à faire état de BC que ceux du groupe d'âge le plus jeune ( $\geq 55$  ans : RC = 3,06; IC à 95 % : 2,73 à 3,43). Ceux qui n'avaient jamais été mariés ou qui étaient veufs ou divorcés étaient moins nombreux à faire état de BC (jamais mariés : RC = 0,72; IC à 95 % : 0,68 à 0,78; veufs/divorcés : RC = 0,90; IC à 95 % : 0,84 à 0,96). Le revenu et le niveau d'instruction étaient inversement associés à la BC. En effet, la probabilité de BC était 1,4 fois plus élevée (IC à 95 % : 1,30 à 1,57) chez les participants n'ayant pas terminé le secondaire que chez les titulaires d'un diplôme universitaire, et

3,4 fois plus élevée (IC à 95 % : 3,1 à 3,6) chez ceux dont le revenu était inférieur à 20 000 \$ que chez ceux ayant un revenu de 80 000 \$ et plus. On a par ailleurs observé une association positive entre le fait de vivre en milieu urbain et la BC (RC = 1,31; IC à 95 % : 1,25 à 1,38). L'IMC s'est révélé un prédicteur important comme terme quadratique, représentant une relation en U (IMC = 25,0 à 29,9 kg/m<sup>2</sup> : RC = 0,91, IC : 0,73 à 1,13; TMC > 29,9 kg/m<sup>2</sup> : RC = 1,26, IC : 1,02 à 1,55).

On a également noté deux interactions significatives entre le sexe et le tabagisme et entre le sexe et l'IMC. Chez les non-fumeurs n'ayant jamais fumé et chez les

fumeurs, la probabilité de BC était plus élevée chez les femmes, tandis que chez les ex-fumeurs elle était légèrement inférieure chez les femmes (figure 1). Dans les trois catégories d'IMC (poids normal et insuffisance pondérale, surpoids et obésité), la probabilité de BC était significativement plus élevée chez les femmes, avec une différence particulièrement marquée chez les personnes obèses.

## Analyse

À l'aide d'une cohorte transversale, cette étude a permis de déterminer la prévalence de la BC et d'examiner les facteurs qui y sont associés chez les Autochtones adultes. Nous avons conclu à une prévalence de la BC de 6,0 % globalement, de 6,6 % chez les membres des Premières nations, de 6,2 % chez les Métis et de 2,4 % chez les Inuits. L'analyse multivariée a montré que le vieillissement, le tabagisme, l'obésité, un faible niveau d'instruction, un faible revenu et la vie en milieu urbain sont associés de façon significative à la BC autodéclarée comme diagnostiquée par un médecin. Des interactions réciproques entre le sexe et le tabagisme et entre le sexe et l'IMC ont également été relevées.

Nous avons constaté que la prévalence de la BC dans notre analyse était légèrement supérieure aux valeurs de 4,9 % pour les Autochtones vivant hors réserve et de 2,4 % pour la population non autochtone qui figuraient dans l'ESCC de 2005. L'ESCC mesure la BC autodéclarée comme diagnostiquée par un fournisseur de soins de santé d'une manière similaire à l'EAPA.

La prévalence de la BC s'est révélée particulièrement faible chez les Inuits par rapport aux membres des Premières nations et aux Métis. Comme c'est dans ce groupe que les taux de tabagisme étaient les plus élevés<sup>16</sup>, il faut peut-être attribuer la faible prévalence de la BC à des obstacles géographiques à l'accès aux soins et, donc, à des possibilités plus limitées d'obtenir un diagnostic. Cette explication pourrait aussi valoir, en partie du moins, pour la différence observée entre les lieux de résidence, les personnes vivant en milieu urbain étant plus susceptibles d'autodéclarer une BC

**TABEAU 2**  
**Résultats de la régression logistique de la prévalence de la bronchite chronique chez les Autochtones<sup>a</sup> (15 ans et plus), 2006, Canada (N = 48 921)**

	Estimations par régression ( $\hat{\beta}$ ) $\hat{\beta}$ (ET( $\hat{\beta}$ ))	RC <sub>aj.</sub> (IC à 95 %)
<b>Caractéristiques démographiques</b>		
<b>Origine ethnique</b>		
Première Nation (réf.)	—	1,00
Métis	0,05 (0,02)	1,05 (1,00 à 1,10)
<b>Sexe</b>		
Homme (réf.)	—	1,00
Femme	0,53 (0,13)	1,71 (1,32 à 2,21)
<b>Âge (années)</b>		
15-19 (réf.)	—	1,00
20-24	0,08 (0,06)	1,08 (0,95 à 1,23)
25-34	0,08 (0,06)	1,08 (0,96 à 1,21)
35-44	0,65 (0,06)	1,92 (1,72 à 2,14)
45-54	1,08 (0,06)	2,94 (2,63 à 3,29)
55 et plus	1,12 (0,06)	3,06 (2,73 à 3,43)
<b>Situation de famille</b>		
Marié (réf.)	—	1,00
Jamais marié	0,32 (0,03)	0,72 (0,68 à 0,78)
Veuf/divorcé	0,11 (0,04)	0,90 (0,84 à 0,96)
<b>Lieu de résidence<sup>b</sup></b>		
Rural (réf.)	—	1,00
Urbain	0,25 (0,02)	1,31 (1,25 à 1,38)
<b>Niveau d'instruction</b>		
Diplôme universitaire	—	1,00
Études universitaires	0,29 (0,04)	1,33 (1,22 à 1,45)
Secondaire terminé	0,09 (0,05)	1,09 (0,99 à 1,21)
Moins que le secondaire	0,36 (0,05)	1,43 (1,30 à 1,57)
<b>Revenu (\$)</b>		
80 000 et plus (réf.)	—	1,00
60 000-79 999	0,66 (0,04)	1,94 (1,79 à 2,10)
40 000-59 999	0,66 (0,04)	1,93 (1,78 à 2,08)
20 000-39 999	0,76 (0,04)	2,14 (1,98 à 2,31)
Moins de 20 000	1,21 (0,04)	3,36 (3,11 à 3,63)
IMC (kg/m <sup>2</sup> )	0,07 (0,01)	0,93 (0,91 à 0,95)
IMC <sup>2</sup>	0,00 (0,00)	1,00 (1,00 à 1,00)
<b>Tabagisme</b>		
N'a jamais fumé (réf.)	—	1,00
Ex-fumeur	0,78 (0,07)	2,19 (1,91 à 2,50)
Fumeur	1,18 (0,06)	3,24 (2,86 à 3,67)

Suite page suivante

diagnostiquée par un médecin que celles vivant en milieu rural.

Nos conclusions sur les différences entre les sexes en ce qui concerne la prévalence de la BC sont corroborées par une étude

réalisée dans une petite ville de la Saskatchewan et portant sur une population de producteurs de céréales : elle conclut à une prévalence de 9,6 % chez les femmes et de 4,2 % chez les hommes<sup>17</sup>.

De nombreuses autres études concluent également que le tabagisme, le revenu et un faible niveau d'instruction sont associés de manière indépendante à la BC<sup>5,18,19</sup>. Le tabagisme est un facteur de risque majeur et connu de la BC<sup>19</sup>. Le revenu et l'instruction, indicateurs du statut socioéconomique, donnent à penser que d'autres variables interviennent peut-être dans cette association<sup>18</sup>. Un faible revenu, par exemple, limite les options individuelles en ce qui a trait à l'environnement, à des habitudes de vie et à une alimentation saines, ce qui peut contribuer à l'obésité<sup>20</sup>.

Le lien entre obésité et maladies respiratoires chroniques est de plus en plus reconnu. Dans une cohorte longitudinale, Guerra et collab.<sup>21</sup> ont constaté que les patients souffrant de BC sont plus nombreux à être obèses. Dans notre étude, nous avons observé une tendance de risque en U possible (figure 1), ce qui veut dire qu'il existe une corrélation avec la maladie, que l'IMC soit faible ou élevé. Guerra et collab.<sup>21</sup> relèvent une tendance similaire, quoique non significative. De plus, ils observent une relation temporelle. Autrement dit, un IMC de 28 kg/m<sup>2</sup> ou plus fait augmenter le risque de diagnostic de BC confirmé par un médecin (RC = 1,80; IC à 95 % : 1,32 à 2,46) deux ans plus tard<sup>21</sup>. Leur étude laisse supposer un lien de causalité, mais d'autres recherches sont nécessaires pour élucider ce lien. Quoi qu'il en soit, l'obésité augmente le risque de dysfonction respiratoire, comme l'indique une étude sur l'obésité<sup>22</sup>.

#### Limites

Notre étude comportait plusieurs limites. Dans des enquêtes telles que l'EAPA, l'évaluation de la BC manque de précision clinique, ce qui pourrait entraîner des erreurs de classification<sup>23</sup>. L'EAPA pose une seule question au sujet de la BC, à savoir si un professionnel de la santé a dit aux répondants qu'ils souffraient de BC. Le diagnostic de maladie chronique peut également dépendre de l'existence et de l'utilisation des services de santé, d'où un biais systémique possible. De plus, toutes les réponses à cette enquête étaient auto-déclarées, et les autodéclarations peuvent

**TABEAU 2 (Suite)**  
**Résultats de la régression logistique de la prévalence de la bronchite chronique chez les Autochtones<sup>a</sup> (15 ans et plus), 2006, Canada (N = 48 921)**

	Estimations par régression ( $\hat{\beta}$ ) $\hat{\beta}(\text{ET}(\hat{\beta}))$	RC <sub>aj</sub> (IC à 95 %)
<b>Interactions</b>		
(Sexe plus tabagisme)		
Femme plus ex-fumeuse	-1,01 (0,08)	0,36 (0,31 à 0,43)
Femme plus fumeuse	-0,60 (0,07)	0,55 (0,48 à 0,63)
(Sexe plus IMC)		
Femme plus IMC	0,01 (0,00)	1,01 (1,00 à 1,02)

Abréviations : ET, écart type; IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle; RC<sub>aj</sub>, rapport de cotes ajusté.

<sup>a</sup> D'après les participants à l'ETAPA s'identifiant soit comme Indien de l'Amérique du Nord, Métis ou Inuit, soit comme Indien inscrit ou relevant des traités, soit comme membre d'une bande indienne, soit comme ayant une ascendance autochtone, soit une combinaison de ces réponses.

<sup>b</sup> Selon les définitions de Statistique Canada<sup>15</sup>.

sous-évaluer la prévalence de certains facteurs de risque, comme le poids, le tabagisme et le revenu. Enfin, cette enquête n'a recueilli des données que sur les membres des Premières nations vivant

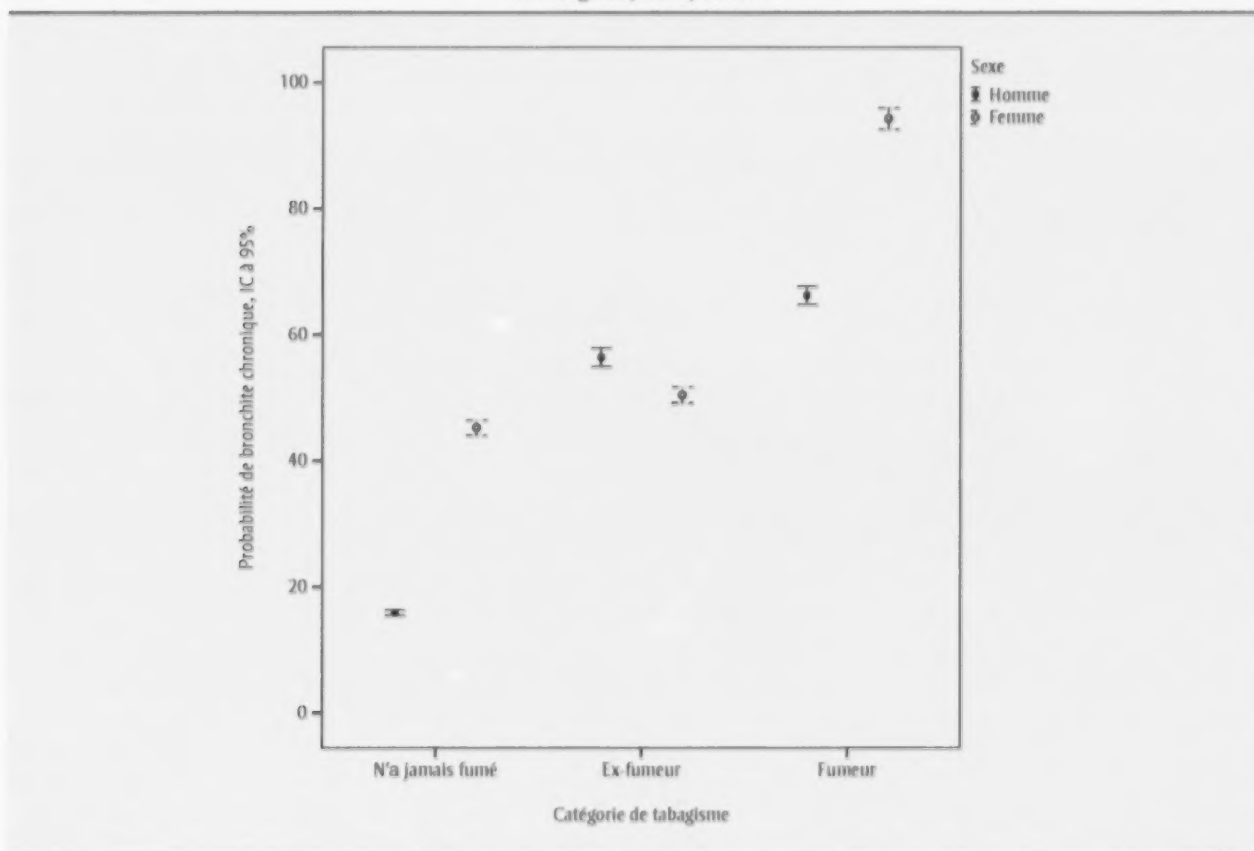
hors réserve. Or, d'après le recensement de 2006, environ 40 % des membres des Premières nations vivent dans des réserves<sup>14</sup> et diverses statistiques révèlent des différences significatives entre les

membres des Premières nations vivant dans les réserves et ceux vivant hors réserve, ce qui fait que ces résultats ne sont pas forcément généralisables à toutes les Premières nations. En outre, les Inuits ont été exclus de l'analyse multivariée, ce qui rend ces conclusions encore moins généralisables à cette population.

## Conclusion

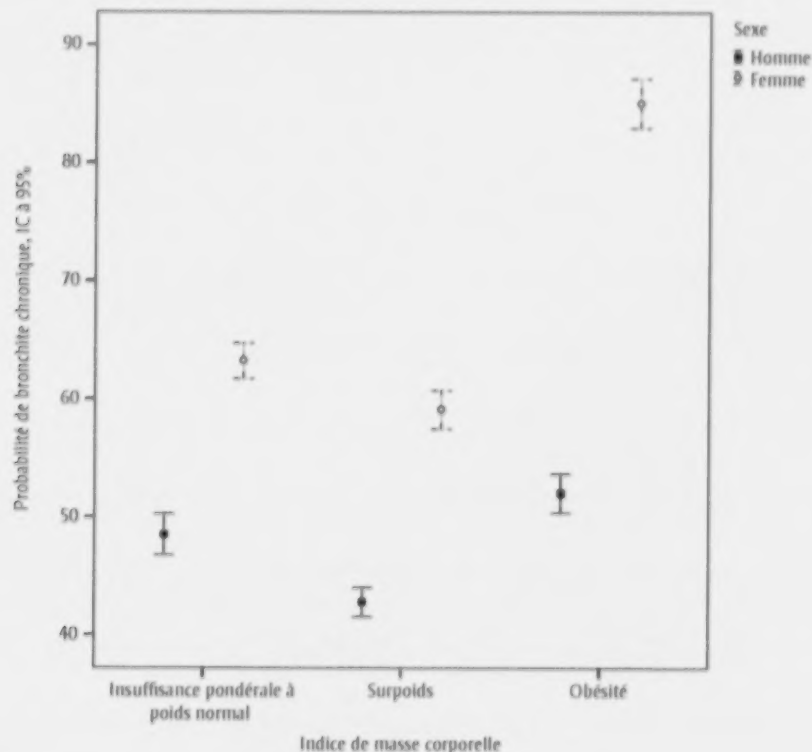
À notre connaissance, il s'agit du premier rapport examinant spécifiquement les facteurs associés à la BC chez les Autochtones. Notre recherche fournit un instantané de la BC et de ses déterminants, mais d'autres analyses sont nécessaires pour étudier de plus près ces associations, en particulier l'incidence d'un statut socioéconomique faible et de l'obésité sur la BC. Notre étude souligne l'importance du renoncement au tabagisme et de

**FIGURE 1**  
**Graphique avec barres d'erreur indiquant la probabilité de bronchite chronique chez les Autochtones (15 ans et plus), par sexe et par catégorie de tabagisme, 2006, Canada**





**FIGURE 2**  
Graphique avec barres d'erreur indiquant la probabilité de bronchite chronique chez les Autochtones (15 ans et plus), par sexe et indice de masse corporelle, 2006, Canada



la réduction de l'IMC dans cette population, en particulier chez les femmes.

En conclusion, cette étude montre que des facteurs de risque évitables (statut socio-économique faible, obésité et tabagisme) sont associés de façon significative à la BC après ajustement pour les variables confusionnelles éventuelles. Ces données peuvent être utiles dans la conception et la promotion de campagnes de prévention axées sur la population autochtone.

### Remerciements

Cette étude a reçu l'appui du programme de projets pilotes des Instituts de recherche en santé du Canada et du Centre canadien de santé et sécurité en milieu agricole.

Aucun conflit d'intérêts n'est à déclarer.

### Références

1. MacMillan HL, MacMillan AB, Offord DR, Dingle JL. Aboriginal Health. *CMAJ*. 1996;155:1569-78.
2. Sin DD, Wells H, Svenson LW, Man SF. Asthma and COPD among Aboriginals in Alberta, Canada. *Chest*. 2002;121:1841-6.
3. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : information détaillée pour 2005 (cycle 3.1) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [modification le 10 oct. 2007; consultation le 1<sup>er</sup> juin 2010]. Consultable en ligne à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&Survid=3226&SurvVer=0&Instald=15282&InstaVer=3&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Survid=3226&SurvVer=0&Instald=15282&InstaVer=3&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2)
4. Santé Canada. Profil statistique de la santé des Premières nations au Canada : utilisation des services de santé dans l'Ouest canadien, 2000 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2009 [consultation le 1<sup>er</sup> juin 2010]. Consultable en ligne à la page : <http://www.hc-sc.gc.ca/fniah-spnia/pubs/aborig-autoch/2009-stats-profil-vol2/index-fra.php>
5. American Thoracic Society. Definitions and classifications of chronic bronchitis, asthma and pulmonary emphysema. *Am Rev Respir Dis*. 1962;85:762-8.
6. Pelkonen M. Smoking: relationship to chronic bronchitis, chronic obstructive pulmonary disease and mortality. *Curr Opin Pulm Med*. 2008;14:105-9.

7. First Nations Information Governance Committee. First Nations Regional Longitudinal Health Survey (RHS) 2002/03: results for adults, youth and children living in First Nations communities. Ottawa (Ont.): First Nations Centre; Nov 2005.
8. Minore B, Hill ME, Park J et collab. Understanding respiratory conditions among Ontario's Aboriginal population. Thunder Bay (Ont.): Centre for Rural and Northern Health Research; 2010.
9. Melia RJ, Chinn S, Rona RJ. Respiratory illness and home environment of ethnic groups. *Br Med J*. 1988;296:1438-41.
10. Cooreman J, Redon S, Levallois M, Liard R, Perdrizet S. Respiratory history during infancy and childhood, and respiratory conditions in adulthood. *Int J Epidemiol*. 1990;19:621-7.
11. Wong S. Use and misuse of tobacco among Aboriginal peoples. *Paediatr Child Health*. 2006;11(10):681-5.
12. Statistique Canada. Un aperçu des statistiques sur les Autochtones. Revenu [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2010 [consultation le 22 juillet 2010]. Consultable en ligne à la page : <http://www.statcan.gc.ca/pub/89-645-x/2010001/income-revenu-fra.htm>
13. Statistique Canada. Portrait de la scolarité au Canada, Recensement de 2006 [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2008 [consultation le 22 juillet 2010]. Consultable à partir de la page : <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/as-sa/97-560/index-fra.cfm>
14. Statistique Canada. Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006 [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2008 [consultation le 20 juillet 2010]. PDF téléchargeable à partir de la page : <http://www12.statcan.ca/census-recensement/2006/as-sa/97-558/pdf/97-558-XIF2006001.pdf>
15. Enquête auprès des peuples autochtones (EAPA) [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2009 [consultation le 22 juillet 2010]. Consultable en ligne à la page : <http://www.statcan.gc.ca/indb-bmdi/3250-fra.htm>
16. Hare J. Aboriginal women and healthcare. Friends of women and children in B.C. Report Card, (2004). 3(12).
17. Chen Y, Horne SL, McDuffie HH, Dosman JA. Combined effect of grain farming and smoking on lung function and the prevalence of chronic bronchitis. *Int J Epidemiol*. 1991;20(2):416-23.
18. Menezes AM, Victora CG, Rigatto M. Prevalence and risk factors for chronic bronchitis in Pelotas, RS, Brazil: a population based study. *Thorax*. 1994;49:1217-21.
19. Sethi JM, Roschester CL. Smoking and chronic obstructive pulmonary disease. *Clin Chest Med*. 2000;21:67-86.
20. Statistique Canada. Obésité au Canada. Déterminants et facteurs contributifs [Internet]. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2010 [consultation le 20 juillet 2010]. Consultable en ligne à la page : <http://www.phac-aspc.gc.ca/hp-ps/hl-mvs/oic-oac/determ-fra.php>
21. Guerra S, Sherrill DL, Bobadilla A, Martinez FD, Barbee RA. The relation of body mass index to asthma, chronic bronchitis, and emphysema. *Chest*. 2002;122:1256-63.
22. Poulain M, Doucet M, Major GC et collab. The effect of obesity on chronic respiratory diseases: pathophysiology and therapeutic strategies. *CMAJ*. 2006;174(9):1293-9.
23. Bobadilla A, Guerra S, Sherrill D, Barbee R. How accurate is the self-reported diagnosis of chronic bronchitis? *Chest*. 2002;122:1234-9.

# Évolution de la mortalité associée aux chutes chez les personnes âgées au Québec, 1981 à 2009

M. Gagné, M.A. (1); Y. Robitaille, Ph. D. (1); S. Jean, Ph. D. (1); P.-A. Perron, Ph. D. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** Cette étude a pour objectif d'apprécier l'évolution de la mortalité associée aux chutes chez les adultes de 65 ans et plus au Québec et de proposer une définition de cas reposant sur l'ensemble des causes inscrites sur les bulletins de décès.

**Méthodologie :** L'analyse porte sur les décès survenus entre 1981 et 2009, enregistrés dans le fichier des décès québécois.

**Résultats :** Bien que le nombre de décès reliés à une chute se soit accru entre 1981 et 2009, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes est demeuré relativement stable. Depuis le début des années 2000, cette stabilité camoufle des tendances opposées. Le taux de mortalité associé aux chutes certifiées (W00-W19) s'est accru, alors que celui associé aux chutes présumées (exposition à un facteur non précisé causant une fracture) s'est réduit.

**Conclusion :** Pour la surveillance des chutes, les analyses effectuées à l'aide d'indicateurs utilisant le fichier des décès devraient inclure ces deux catégories. Par ailleurs, un glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires devrait être pris en compte.

**Mots clés :** tendances, mortalité, chutes, personnes âgées, fractures, blessures, rapports, Québec

## Introduction

Les blessures attribuables à une chute chez les personnes âgées constituent un problème de santé publique important. Les décès sont utilisés pour la surveillance des chutes : ils produisent l'un des indicateurs de base, car il s'agit de la conséquence la plus grave des blessures qui résultent de chute<sup>1</sup>.

Alors que les données concernant les tendances actuelles de la mortalité associée aux chutes sont peu nombreuses au Canada<sup>2</sup>, une augmentation substantielle du taux de mortalité associée à ce phénomène a récemment été signalée aux États-Unis dans la population de 65 ans et plus<sup>3,5</sup>. En l'absence de variation importante de la

morbidity due aux chutes au cours de cette période, cette hausse a été attribuée à une amélioration probable de l'enregistrement des chutes comme étant à l'origine du décès<sup>6</sup>. Bien qu'attrayante, cette hypothèse repose par contre sur des choix méthodologiques discutables. D'abord, contrairement à d'autres études similaires<sup>7</sup>, les analyses réalisées n'incluent pas les fractures dont la cause n'a pas été précisée. L'inclusion de ces fractures parmi les décès dus aux chutes a un impact considérable sur l'ampleur du problème<sup>8-10</sup>. Puisque ces fractures touchent essentiellement le col du fémur, et surviennent donc principalement lors d'une chute<sup>11,12</sup>, ces cas pourraient être intégrés aux analyses. Ensuite, étant donné que la plupart des décès ne résulte

pas d'une cause unique, mais d'un ensemble de problèmes de santé<sup>13</sup>, la conception d'indicateurs de mortalité reposant exclusivement sur la cause initiale du décès a été critiquée<sup>14-16</sup>. L'importance des comorbidités parmi les décès associés aux chutes<sup>17,18</sup> et la probabilité accrue d'inscrire la blessure comme cause secondaire chez les femmes âgées<sup>19</sup> renforcent également l'hypothèse que l'ensemble des conditions précisées sur le bulletin de décès pourrait servir à l'analyse et permettre de dresser un portrait plus fidèle des tendances observées. Ainsi, bien que les causes de décès soient enregistrées de manière systématique à des fins administratives, leur utilisation pour la surveillance en santé publique est parfois limitée par un manque de précision. Cet obstacle semble néanmoins pouvoir être contourné en raffinant les mesures habituellement utilisées.

L'objectif principal de cette étude consiste à décrire les tendances temporelles de la mortalité associée aux chutes chez les adultes de 65 ans et plus au Québec de 1981 à 2009 en distinguant deux grandes catégories de décès reliés à une chute, et à vérifier si ces tendances diffèrent selon le sexe et le groupe d'âge. Un objectif secondaire est d'estimer l'impact d'une définition de cas plus large basée sur les causes secondaires de décès et de prendre en compte un glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires.

## Méthodologie

Cette étude constitue une analyse descriptive de tendance de la mortalité associée aux chutes survenues entre 1981 et 2009

### Rattachement des auteurs :

1. Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada

2. Bureau du coroner en chef du Québec, Québec (Québec), Canada

Correspondance : Mathieu Gagné, Institut national de santé publique du Québec, 945, avenue Wolfe, 7<sup>e</sup> étage, Québec (Québec) G1V 5B3; tél. : 418-650-5115, poste 5702; téléc. : 418-643-5099; courriel : mathieu.gagne@inspq.qc.ca

dans la population québécoise de 65 ans et plus.

#### Sources des données

Les données utilisées proviennent du fichier des décès détenu par le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) du Québec. Ce fichier contient les renseignements démographiques et médicaux relatifs aux décès de la population québécoise. Ceux-ci sont colligés par l'entremise du bulletin de décès, sur lequel les causes et les circonstances du décès doivent être inscrites de la manière la plus précise possible. Ces causes et circonstances sont enregistrées dans ce fichier selon la Classification internationale des maladies et des problèmes de santé connexes (CIM). Au Canada, les causes de décès sont codifiées depuis l'an 2000 conformément à la 10<sup>e</sup> révision de la CIM (CIM-10). De 1981 à 1999, la 9<sup>e</sup> révision (CIM-9) était employée pour la codification des causes de décès. Depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000, une cause initiale et jusqu'à 10 causes ayant contribué au décès (causes secondaires) peuvent être consignées dans le fichier des décès québécois. Avant cette date, une seule cause additionnelle pouvait être ajoutée à la cause initiale, spécifiquement dans le cas des décès attribuables à une cause externe.

#### Difficultés particulières liées à la définition des cas

Pour cette étude, la définition des cas repose sur la CIM. L'utilisation de la CIM-10 plutôt que la CIM-9 pour l'enregistrement des décès a entraîné au Canada une sous-identification importante (approximativement 50 %) des décès attribuables

à une chute, en grande partie liée à la classification des décès dus à une fracture dont la cause n'a pas été précisée<sup>10</sup>. Avec la CIM-9, la rubrique relative aux chutes (E880-E888) incluait le code « E887 Cause non précisée de fracture », tandis que la catégorie des chutes (W00-W19) de la CIM-10 ne comporte pas de code équivalent. Au Québec, cette situation est particulièrement importante puisque le code E887 de la CIM-9 était utilisé d'une manière disproportionnée par rapport aux autres provinces canadiennes<sup>20</sup>. Or ces décès ne peuvent être simplement exclus des analyses, puisqu'ils découlent généralement d'une chute sans que celle-ci soit explicitement mentionnée sur le bulletin de décès<sup>9,21</sup>.

Dans un premier temps, selon la méthodologie proposée par Kreisfeld et Harrison<sup>21</sup>, les décès spécifiquement associés à une chute ont été identifiés à l'aide de la cause initiale de décès, définie ici comme la circonstance du traumatisme ayant déclenché l'évolution morbide conduisant directement au décès<sup>22</sup>. Ces décès constituent la catégorie des chutes certifiées (tableau 1). Afin d'estimer adéquatement l'ampleur des décès associés aux chutes et obtenir une tendance exempte de rupture due au changement de classification, une catégorie de chutes présumées a été élaborée (tableau 1). Pour les années où les décès sont codifiés à l'aide de la CIM-9, cette catégorie est composée des causes non précisées de fracture (code E887). Pour les années suivantes, les décès attribuables à une exposition à des facteurs sans précision (code X59) pour lesquels une fracture a été enregistrée parmi les causes secondaires constituent la catégorie de chutes présumées. Cette façon de faire a été proposée ailleurs<sup>21</sup>. De plus, l'Organisation mondiale de la santé a récemment introduit le code

X59.0 « Exposition à un facteur non précisé causant une fracture » afin de pallier les inconvénients associés à la disparition du code E887<sup>22</sup>. En complément d'analyse, l'ensemble des causes secondaires inscrites sur les bulletins de décès a été examiné afin d'identifier des cas additionnels, sans que la chute ou l'exposition à des facteurs sans précision ait été sélectionnée comme étant la cause initiale du décès (tableau 1). Les codes spécifiques aux chutes et les codes d'exposition à un facteur non précisé combinés à un code de fracture ont été retenus. Puisqu'elle repose sur les causes secondaires de décès, cette stratégie d'identification n'est possible que pour les années 2000 et suivantes. Cette catégorie complémentaire permet de prendre en compte un glissement possible des décès dus aux chutes vers les causes secondaires.

#### Analyse statistique

Des fréquences et des taux annuels de mortalité associée à une chute ont été calculés. Les taux ont été établis à l'aide des estimations de population pour les années 1981 à 2005 et leurs projections pour les années 2006 à 2009<sup>23</sup>. Les taux sont exprimés par 100 000 personnes et traduisent le nombre de décès survenus au cours d'une année, rapporté sur le nombre de personnes à risque pour la même période (estimé d'après l'effectif de la population au 1<sup>er</sup> juillet de l'année correspondante). Les taux présentés pour l'ensemble de la population de 65 ans et plus ont été standardisés selon la méthode directe, afin de limiter l'effet de confusion entraîné par les différences liées à la structure d'âge de la population et aussi permettre des comparaisons à travers le temps. La population québécoise de l'année 2001 a été retenue comme population de

**TABEAU 1**  
Liste des codes associés aux décès associés à une chute selon la version de la classification internationale des maladies (CIM) utilisée

Terminologie utilisée	Neuvième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-9)	Dixième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10)
Chutes certifiées	E880-E886 ou E888 comme cause initiale de décès	W00-W19 comme cause initiale de décès (ex. chute dans un escalier ou d'un lit)
Chutes présumées	E887 comme cause initiale de décès	X59 comme cause initiale de décès et au moins un code de fracture inscrit parmi les causes secondaires (ex. fracture du col du fémur)
Chutes additionnelles	—	Codes de chutes, certifiée ou présumée, inscrits parmi les causes secondaires sans égard à la cause initiale (ex. fracture du col du fémur et code X59 parmi les causes secondaires, dont la cause initiale correspond à la maladie d'Alzheimer)



référence. Des taux spécifiques par sexe et par groupe d'âge ont également été calculés.

Afin d'évaluer si les tendances temporelles du taux de mortalité associée aux chutes étaient significatives d'un point de vue statistique, une modélisation binomiale négative a été utilisée. Cette stratégie est particulièrement adaptée pour modéliser un dénombrement d'événements survenus sur une période donnée où un paramètre lié à la surdispersion doit être contrôlé<sup>24</sup>. Le modèle inclut l'intercepte ( $\alpha$ ), les paramètres associés aux variables incluses dans le modèle ( $\beta$ ) et un terme de surdispersion ( $\alpha$ ), et prend la forme suivante :

$$\ln(\text{nombre de décès}) = \alpha + \beta_{\text{année}} + \beta_{\text{sexe}} + \beta_{\text{âge}} + \ln(\text{population}) + \alpha$$

Pour modéliser la tendance des taux annuels de mortalité associée aux chutes, deux périodes ont été retenues afin d'atténuer l'effet du passage de la CIM-9 à la CIM-10 et permettre d'évaluer l'impact d'une définition de cas basée sur les causes secondaires de décès disponible seulement depuis l'année 2000. La première période comprend les années 1981 à 1999, tandis que la seconde s'étend de 2000 à 2009, couvrant ainsi les dix dernières années de la période à l'étude.

Pour chacune des deux périodes mentionnées, le paramètre associé à l'année ( $\beta_{\text{année}}$ ) a été utilisé afin d'estimer le changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) des taux de mortalité associée à une chute. Le CAMP employé pour qualifier la tendance a été calculé comme suit :

$$\text{CAMP} = (e^{\beta_{\text{année}}} - 1) \times 100$$

Des intervalles de confiance (IC) à un seuil de 95 % ont été calculés pour les CAMP selon la méthode de Wald. Ces estimations permettent de déterminer si la tendance des taux est, de manière générale, en hausse ou encore en baisse au cours de la période examinée. La stratégie de modélisation a également été utilisée afin d'illustrer graphiquement les tendances temporelles établies à l'aide du nombre

de décès prédit par le modèle et des estimations de la population. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS (version 9.2. SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

## Résultats

Au Québec, le nombre de décès directement associés à une chute certifiée ou présumée est passé de 255 en 1981 à 819 en 2009 dans la population de 65 ans et plus. Au cours de cette période, le taux ajusté de mortalité associée à une chute a oscillé de 48,8 à 71,1 décès pour 100 000 personnes (tableau 2). Les nombres annuels de décès reliés à une chute sont plus élevés chez les femmes que chez les hommes. En contrepartie, les taux ajustés de mortalité sont généralement supérieurs chez les hommes (tableau 2 et figure 1). Depuis le début des années 2000, le taux ajusté de mortalité associée à une chute n'affiche pas de variation significative chez les femmes, mais présente une tendance à la baisse chez les hommes, notamment ceux de 85 ans et plus (tableau 3). Par ailleurs, l'augmentation du taux de mortalité associée à une chute (certifiée ou présumée) observée au cours des années 1980 et 1990 chez les femmes de 85 ans et plus semble s'être interrompue depuis le début des années 2000 (tableau 3 et figure 2).

Depuis le début des années 2000, le taux de mortalité associé aux chutes certifiées a augmenté en moyenne de 3,0 % par année chez les hommes et de 6,3 % chez les femmes. En revanche, le taux relié aux chutes présumées a diminué en moyenne de 4,5 % par année chez les hommes et de 3,5 % chez les femmes (tableau 4 et figure 3).

Lorsque les analyses reposent sur les cas uniquement mentionnés parmi les causes secondaires (chutes additionnelles), aucune variation significative n'apparaît, tant chez les hommes que chez les femmes (tableau 4 et figure 3). Toutefois, ce constat semble être largement imputable aux faibles taux observés pour les années 2000 et 2001 pour ce type de décès. En excluant ces deux années des analyses, la tendance similaire à celle observée pour les chutes présumées se dessine (CAMP de

-4,0 % et -6,3 % respectivement) (tableau 4).

## Analyse

En raison, notamment, du vieillissement de la population, le nombre de décès dus à une chute s'est accru de manière générale entre 2000 et 2009 au Québec. Par contre, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes chez les personnes de 65 ans et plus est demeuré assez stable chez les femmes et affiche même une légère baisse chez les hommes. Depuis le début des années 2000, cette relative stabilité statistique camoufle cependant des tendances opposées. Le taux de mortalité associée aux chutes spécifiquement inscrites comme cause initiale (chutes certifiées) s'est accru, tandis que celui associé aux causes non précisées de fractures (chutes présumées) s'est réduit, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Entre 2002 et 2009, la diminution du taux de décès pour lesquels une chute est mentionnée parmi les causes secondaires (chutes additionnelles) concorde avec la réduction du taux de mortalité associée aux chutes présumées, ce qui suggère que les décès retranchés des chutes présumées ne se retrouvent pas parmi les causes secondaires. En ce qui concerne la dernière analyse, les années 2000 et 2001 ont été exclues en raison des faibles taux observés, probablement liés à la période de rodage associée à l'arrivée de la nouvelle CIM.

Dans l'ensemble du Canada, le taux de mortalité due aux chutes certifiées chez les adultes de 65 ans et plus a significativement augmenté entre 1997-1999 et 2000-2002, notamment chez les femmes<sup>2</sup>. Cette tendance à la hausse a également été observée aux États-Unis, où le taux de mortalité associée aux chutes certifiées dans la population de 65 ans et plus aurait augmenté de 42 % entre 2000 et 2006<sup>4</sup>. Aux Pays-Bas, une hausse, mais de moindre ampleur, a été constatée chez les hommes depuis 1997, et ce, alors que les chutes dites présumées étaient également incluses dans les analyses<sup>7</sup>. En Finlande, une tendance inverse a été rapportée : depuis le début des années 2000, le taux de mortalité due aux chutes

**TABEAU 2**  
**Nombre et taux ajusté de décès associés à une chute certifiée ou présumée par 100 000 personnes, 65 ans et plus, selon le sexe, Québec, 1981-2009**

Année	Hommes		Femmes		Sexes réunis		Valeur <i>p</i> <sup>*</sup>
	Nombre	Taux	Nombre	Taux	Nombre	Taux	
1981	112	67,2	143	51,3	255	57,5	0,039
1982	107	63,4	161	54,6	268	58,1	0,244
1983	118	69,1	189	61,5	307	64,6	0,335
1984	126	71,8	176	54,4	302	60,7	0,020
1985	119	64,3	159	46,4	278	52,9	0,009
1986	113	60,9	197	55,3	310	57,6	0,422
1987	109	55,1	176	46,2	285	49,5	0,162
1988	115	55,8	222	55,6	337	56,1	0,979
1989	132	63,0	175	41,7	307	48,8	0,001
1990	161	70,3	233	53,0	394	59,7	0,007
1991	143	62,8	223	48,4	366	53,3	0,017
1992	163	72,2	264	54,7	427	59,8	0,006
1993	177	69,5	289	57,2	466	62,7	0,045
1994	150	60,2	273	52,2	423	55,3	0,171
1995	172	69,4	281	52,1	453	57,7	0,004
1996	167	63,2	345	62,1	512	63,6	0,854
1997	189	70,7	373	64,9	562	67,2	0,353
1998	188	67,4	352	59,0	540	62,6	0,149
1999	197	69,6	381	61,8	578	64,9	0,187
2000	223	74,0	362	56,0	585	63,0	0,001
2001	258	84,8	387	57,7	645	66,9	< 0,001
2002	234	73,3	461	66,5	695	69,4	0,234
2003	257	78,4	485	67,1	742	71,1	0,047
2004	263	73,6	474	63,2	737	68,3	0,052
2005	289	78,1	475	61,0	764	67,9	0,001
2006	314	80,0	453	55,7	767	64,8	< 0,001
2007	277	66,9	456	54,8	733	59,8	0,010
2008	310	71,8	462	52,6	772	59,7	< 0,001
2009	305	66,6	514	55,6	819	60,8	0,013

\* Valeur *p* associée à la différence entre le taux ajusté des hommes et celui des femmes pour une année donnée. Une valeur inférieure à 0,05 indique que la différence est significative d'un point de vue statistique.

certifiées aurait diminué chez les femmes<sup>25</sup>.

Aux États-Unis, l'absence de variations associées aux consultations à l'urgence ou aux admissions à l'hôpital a amené certains à suggérer que la hausse du taux de mortalité associée aux chutes chez les personnes âgées pouvait s'expliquer par un changement lié à la probabilité de sélectionner la chute comme étant la cause initiale du décès<sup>4,6</sup>. Nos résultats semblent confirmer cette hypothèse, puisque la diminution du taux de décès par chutes présumées semble en partie compensée

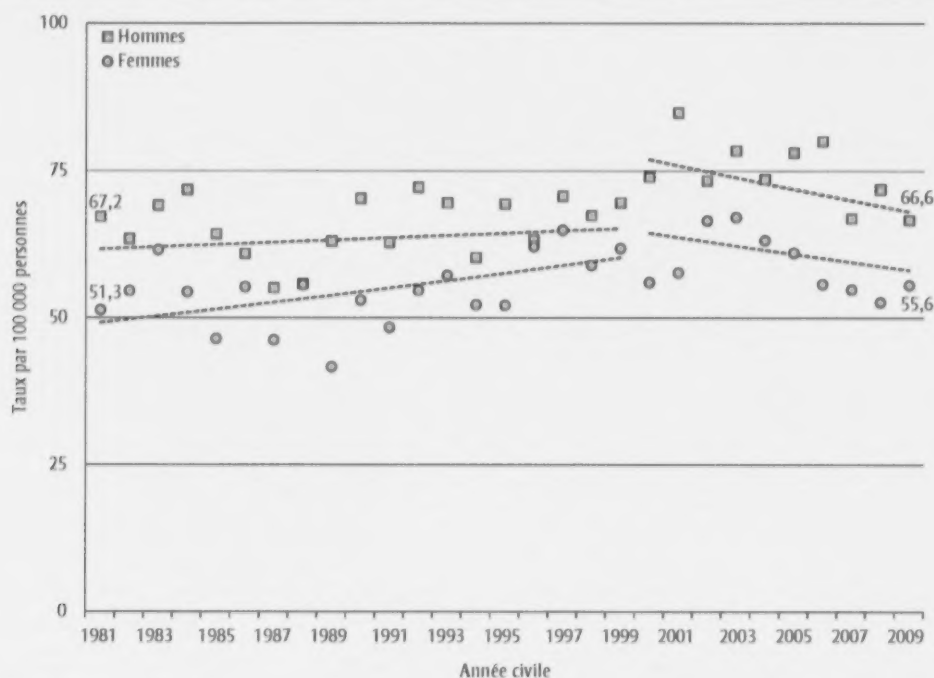
par une hausse des décès reliés à une chute certifiée. Ce constat tient également lorsque la recherche des cas de décès impliquant une chute est élargie à l'ensemble des causes secondaires.

#### *La tendance du taux ajusté de mortalité associée aux chutes est-elle liée à une meilleure certification des décès ?*

Avec l'avancement en âge, la plupart des décès résultent d'une accumulation de problèmes de santé dont l'enchaînement chronologique est parfois difficile à établir<sup>26,27</sup>. En ce qui concerne les décès

attribuables aux chutes, un sous-dénombrement possible a été signalé<sup>28</sup>. Les femmes âgées qui décèdent à la suite d'une chute<sup>29</sup>, qui présentent de multiples conditions médicales<sup>30</sup> et dont le décès survient à la suite d'une longue période d'hospitalisation<sup>29</sup> – comme c'est généralement le cas pour les fractures du col du fémur<sup>31</sup> – seraient plus susceptibles de ne pas se voir attribuer comme cause de décès la cause initiale adéquate. Puisque la certification des causes de décès peut être améliorée<sup>32</sup>, il est possible que les tendances observées au Québec soient le fruit d'une meilleure identification des

**FIGURE 1**  
Taux ajusté de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le sexe, Québec, 1981-2009



chutes ayant entraîné un décès et qu'un transfert entre les chutes codifiées de manière imprécise et les chutes certifiées s'opère. D'un autre côté, à l'instar de ce qui a été rapporté ailleurs<sup>9,16</sup>, la catégorie des chutes présumées et celle des chutes additionnelles sont essentiellement composées de fractures du col du fémur dont la cause externe n'a pas été précisée (tableau en annexe A). Or l'incidence des

fractures du col du fémur semble diminuer dans plusieurs pays<sup>33-36</sup>, dont le Canada<sup>37</sup>. De même, malgré l'excès persistant de mortalité associée aux fractures du col du fémur<sup>38</sup>, le taux de létalité semble avoir diminué au cours des dernières années<sup>39,40</sup>. Étant donné que le taux de mortalité résulte de la combinaison de l'incidence et de la létalité liées à un problème de santé, il semble plausible que

la baisse du taux ajusté de mortalité associée aux chutes présumées reflète un changement lié aux fractures du col du fémur. Par ailleurs, l'augmentation du taux de mortalité associée aux chutes certifiées est peut-être due en partie à la hausse de l'incidence des décès liés aux traumatismes crâniocérébraux (TCC) dans la population âgée<sup>41</sup>, les circonstances entourant ces décès étant plus susceptibles

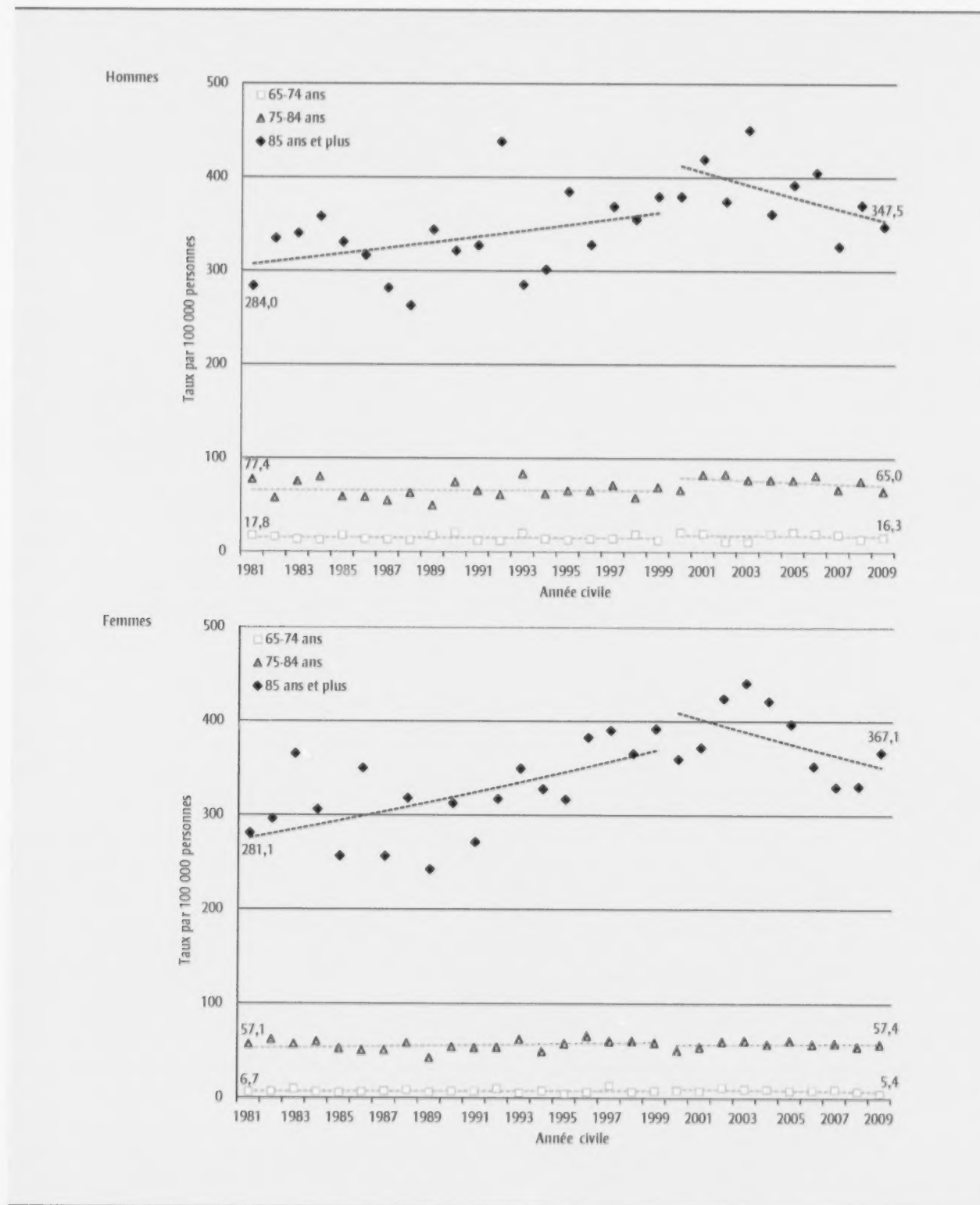
**TABEAU 3**  
Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) du taux de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le sexe et le groupe d'âge, Québec, 1981-1999 et 2000-2009

	Segment	Hommes		Segment	Femmes	
		CAMP	IC à 95 %		CAMP	IC à 95 %
65 à 74 ans	1981 à 1999	-0,2 %	(-1,7 % à +1,3 %)	1981 à 1999	+0,8 %	(-1,3 % à +2,9 %)
	2000 à 2009	-0,8 %	(-5,1 % à +3,9 %)	2000 à 2009	-3,1 %	(-6,4 % à +0,3 %)
75 à 84 ans	1981 à 1999	-0,0 %	(-1,1 % à +1,1 %)	1981 à 1999	+0,6 %	(-0,2 % à +1,4 %)
	2000 à 2009	-1,2 %	(-2,9 % à +0,5 %)	2000 à 2009	+0,3 %	(-0,7 % à +1,3 %)
85 ans et plus	1981 à 1999	+0,9 %	(-0,1 % à +1,9 %)	1981 à 1999	+1,6 % <sup>a</sup>	(+0,7 % à +2,6 %)
	2000 à 2009	-1,7 % <sup>a</sup>	(-3,2 % à -0,1 %)	2000 à 2009	-1,7 %	(-3,5 % à +0,2 %)
Total	1981 à 1999	+0,3 %	(-0,4 % à +1,0 %)	1981 à 1999	+1,1 % <sup>a</sup>	(+0,5 % à +1,8 %)
	2000 à 2009	-1,3 % <sup>a</sup>	(-2,5 % à -0,1 %)	2000 à 2009	-1,1 %	(-2,4 % à +0,1 %)

Abréviations : CAMP, changement annuel moyen en pourcentage; IC, intervalle de confiance.

<sup>a</sup> CAMP significatif.

**FIGURE 2**  
Taux de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le groupe d'âge et le sexe, Québec, 1981-2009





**TABEAU 4**  
**Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) du taux de mortalité associée à une chute dans la population de 65 ans et plus, selon la catégorie de chute et le sexe, Québec, 1985-1999 et 2000-2009**

	Segment	Hommes		Segment	Femmes	
		CAMP	IC à 95 %		CAMP	IC à 95 %
<b>Chute certifiée</b>	1985 à 1999	+1,9 %	(+0,1 % à +3,9 %)	1985 à 1999	+2,7 % <sup>a</sup>	(+0,4 % à +5,1 %)
	2000 à 2009	+3,0 % <sup>a</sup>	(+0,8 % à +5,3 %)	2000 à 2009	+6,3 % <sup>a</sup>	(+4,6 % à +8,0 %)
	2002 à 2009	+3,9 % <sup>a</sup>	(+0,8 % à +7,0 %)	2002 à 2009	+5,9 % <sup>a</sup>	(+3,6 % à +8,1 %)
<b>Chute présumée</b>	1985 à 1999	+0,5 %	(- 0,7 % à +1,7 %)	1985 à 1999	+2,1 % <sup>a</sup>	(+1,4 % à +2,9 %)
	2000 à 2009	-4,5 % <sup>a</sup>	(- 5,6 % à - 3,2 %)	2000 à 2009	-3,5 % <sup>a</sup>	(- 5,0 % à - 1,9 %)
	2002 à 2009	-5,5 % <sup>a</sup>	(- 6,9 % à - 4,2 %)	2002 à 2009	-6,1 % <sup>a</sup>	(- 7,5 % à - 4,6 %)
<b>Total</b>	1985 à 1999	+0,9 %	(0,0 % à +1,8 %)	1985 à 1999	+2,2 % <sup>a</sup>	(+1,4 % à +3,0 %)
	2000 à 2009	-1,3 % <sup>a</sup>	(- 2,5 % à - 0,1 %)	2000 à 2009	-1,1 %	(- 2,4 % à +0,1 %)
	2002 à 2009	-1,6 %	(- 3,2 % à +0,0 %)	2002 à 2009	-3,7 % <sup>a</sup>	(- 4,6 % à - 1,9 %)
<b>Chute additionnelle</b>	1985 à 1999	-	-	1985 à 1999	-	-
	2000 à 2009	+1,0 %	(- 1,9 % à +3,9 %)	2000 à 2009	-0,5 %	(- 3,7 % à +2,7 %)
	2002 à 2009	-4,0 % <sup>a</sup>	(- 6,1 % à - 1,9 %)	2002 à 2009	-6,3 % <sup>a</sup>	(- 7,9 % à - 4,6 %)

Abréviations : CAMP, changement annuel moyen en pourcentage; IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les années 1981 à 1984, qui précèdent une directive émise par Statistique Canada en lien avec la codification des décès, ont été exclues des analyses.

<sup>a</sup> Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) significatif.

d'être consignées adéquatement dans les statistiques de l'état civil<sup>31</sup>.

#### *Facteurs de risque et prévention des chutes*

Bien que cet article ne prétende pas identifier les déterminants des tendances observées, il apparaît utile de mentionner que de nombreux facteurs peuvent avoir influencé l'évolution de la mortalité liée aux chutes au cours de la période étudiée.

Chez les personnes âgées, les chutes résultent généralement d'une interaction complexe de facteurs de risque associée à une susceptibilité croissante des individus face aux dangers liés à l'environnement en raison du vieillissement et de la maladie<sup>42</sup>. De fait, avec l'âge, le système nerveux se modifie, ce qui peut engendrer des troubles de l'équilibre et accroître le risque de chute, à l'instar de problèmes de santé chroniques comme l'hypotension, les maladies cardiovasculaires<sup>43</sup> ou encore la prise de plusieurs médicaments d'ordonnance<sup>2,43</sup>.

Certaines interventions, notamment celles améliorant les capacités physiques des individus ou ciblant certains facteurs de risque, se sont révélées efficaces pour réduire la probabilité de chuter<sup>44</sup>. Sinon, depuis le milieu des années 2000, différentes mesures visant à prévenir les

chutes chez les personnes âgées ont été mises en place au Québec, ciblant d'une part le contrôle des facteurs de risque par les professionnels de la santé auprès de leurs patients âgés, et d'autre part les personnes préoccupées par leur équilibre ou par les chutes<sup>45</sup>. Bien que les interventions ayant inspiré ces mesures soient généralement considérées comme efficaces<sup>44</sup>, leurs effets bénéfiques n'ont été démontrés qu'à l'égard du risque de chute et non à celui de mortalité. En outre, ces interventions n'étaient que partiellement implantées au Québec en 2008<sup>46</sup>, en dépit d'une préoccupation indéniable à l'égard de la prévention des chutes depuis de nombreuses années.

#### *Forces et limites de l'étude*

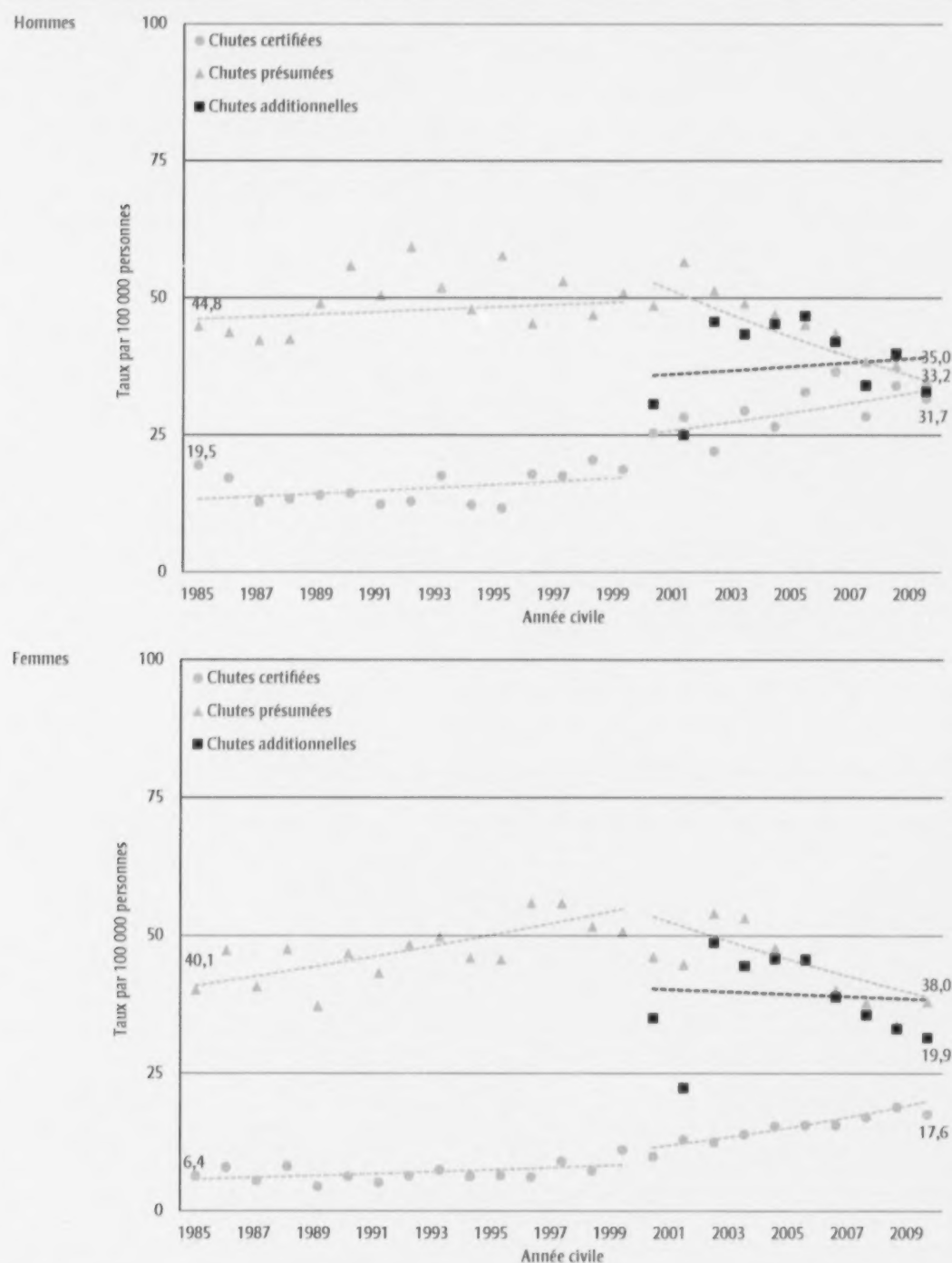
Cette étude comporte certaines limites. D'abord, nous n'avons pas examiné la validité et la précision des causes de décès enregistrées sur les bulletins de décès au Québec. Or la qualité des données provenant des statistiques de l'état civil a été critiquée dans divers pays, notamment en ce qui concerne l'identification des causes initiales de décès<sup>15,16,31</sup> et la précision des causes externes enregistrées<sup>19,47</sup>. L'utilisation d'une définition de cas plus large a vraisemblablement permis d'atténuer les effets liés à un remplacement des codes spécifiques de

causes externes par des codes imprécis. Cette stratégie a d'ailleurs permis de limiter la sous-identification des décès dus aux chutes attribuable au passage de la CIM-9 à la CIM-10. Ensuite, notre étude ne tient pas compte des nombreux facteurs de risque connus de chute qui pourraient avoir influencé les tendances temporelles rapportées. L'inclusion de ces facteurs pourrait expliquer une partie des fluctuations observées ici. Enfin, la majorité des chutes n'entraîne pas de décès. Le portrait présenté ici ne dépeint que la pointe de l'iceberg. En continuité avec les travaux visant à raffiner les indicateurs de surveillance de la morbidité associée aux chutes<sup>48</sup>, d'autres analyses pourraient permettre d'examiner si les tendances rapportées ici reflètent l'évolution de l'incidence et de la létalité des blessures dues aux chutes.

#### **Conclusion**

En raison, notamment, du vieillissement de la population, le nombre de décès dus à une chute s'est généralement accru entre 2000 et 2009 au Québec. Par contre, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes chez les personnes de 65 ans et plus est demeuré assez stable chez les femmes et affiche même une légère baisse chez les hommes. Ces informations sont pertinentes puisque – dans la mesure où

**FIGURE 3**  
Taux de décès associés à une chute dans la population de 65 ans et plus, selon la catégorie de chute et le sexe, Québec, 1985-2009



Remarque : Les années 1981 à 1984, qui précèdent une directive émise par Statistique Canada en lien avec la codification des décès, ont été exclues des analyses.

**ANNEXE A**  
**Caractéristiques des décès attribuables à une chute dans la population de 65 ans et plus,**  
**selon la catégorie de chute, ensemble du Québec, 2000-2009**

	Chute certifiée		Chute présumée		Chute additionnelle	
	N <sup>a</sup>	%	N <sup>a</sup>	%	N <sup>a</sup>	%
<b>Sexe</b>						
Hommes	117	51,1 %	156	31,4 %	142	33,1 %
Femmes	112	48,9 %	341	68,6 %	387	66,9 %
<b>Groupe d'âge</b>						
65 à 74 ans	46	20,0 %	28	5,6 %	41	9,6 %
75 à 84 ans	82	36,0 %	146	29,3 %	148	34,5 %
85 ans et plus	101	44,0 %	324	65,2 %	240	56,0 %
<b>Fracture du col du fémur</b>						
Oui	20	8,8 %	390	78,3 %	290	67,7 %
Non	209	91,2 %	108	21,7 %	138	32,3 %
<b>Traumatisme crânio-cérébral</b>						
Oui	133	58,4 %	3	0,6 %	13	2,9 %
Non	95	41,6 %	495	99,4 %	416	97,1 %
<b>Total</b>	<b>229</b>	<b>100 %</b>	<b>497</b>	<b>100 %</b>	<b>429</b>	<b>100 %</b>
<b>Âge</b>						
Âge moyen (écart-type)	82,4	(8,4)	86,8	(7,2)	85,1	(7,5)
Âge médian	83		87		86	
<b>Causes secondaires de décès</b>	<b>N<sup>b</sup></b>		<b>N<sup>b</sup></b>		<b>N<sup>b</sup></b>	
Nombre moyen (écart-type)	4,7	(2,1)	5,0	(1,8)	5,8	(1,8)
Nombre médian	4		5		5	

<sup>a</sup> Nombre annuel moyen, valeur moyenne ou médiane.

<sup>b</sup> Nombre annuel moyen ou nombre médian de conditions médicales enregistrées dans le fichier des décès.

l'incidence et la létalité associées à ces blessures demeurent inchangées – la fréquence des blessures attribuables aux chutes va vraisemblablement s'accroître dans les années à venir en raison du vieillissement de la population.

Actuellement, aucune définition normalisée n'a été proposée afin d'analyser et de présenter l'ampleur des décès associés à une chute dans la population âgée au Canada. La définition employée dans cette étude mérite d'être prise en compte. Son utilisation a une implication concrète sur la mesure du problème puisqu'elle résout la sous-identification et la rupture importante des décès attribuables à une chute entraînées par le passage à la CIM-10. Les études visant à estimer l'ampleur et les tendances temporelles de la mortalité associée aux chutes devraient inclure les chutes certifiées (W00-W19) et les chutes présumées codifiées comme étant attribuables à une exposition à un facteur non

précisé (X59) impliquant une fracture. Le glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires devrait aussi être pris en compte, ce qui permettrait par le fait même d'identifier des cas additionnels de décès associés aux chutes.

## Références

1. Dowling AM, Finch CF. Baseline indicators for measuring progress in preventing falls injury in older people. *Aust N Z J Public Health*. 2009 Oct;33(5):413-7.
2. Agence de santé publique du Canada. Rapport sur les chutes des aînés au Canada. Ottawa (Ont.) : Agence de santé publique du Canada, Division du vieillissement et des aînés; 2005.

3. Dessypris N, Dikalioti SK, Skalkidis I, Sergeantanis TN, Terzidis A, Petridou ET. Combating unintentional injury in the United States: lessons learned from the ICD-10 classification period. *J Trauma*. 2009 Feb;66(2):519-25.
4. Hu G, Baker SP. Recent increases in fatal and non-fatal injury among people aged 65 years and over in the USA. *Inj Prev*. 2010 Feb;16(1):26-30.
5. Paulozzi LJ, Ballesteros MF, Stevens JA. Recent trends in mortality from unintentional injury in the United States. *J Safety Res*. 2006;37(3):277-83.
6. Hu G, Baker SP. An explanation for the recent increase in the fall death rate among older americans: a subgroup analysis. *Public Health Rep*. 2012 May;127(3):275-81.
7. Hartholt KA, Polinder S, van Beeck EF, van d, V, van Lieshout EM, Patka P, van der Cammen TJ. End of the Spectacular Decrease in Fall-Related Mortality Rate: Men Are Catching Up. *Am J Public Health*. 2012 Mar 8.
8. Gjertsen F, Bruzzone S, Vollrath ME, Pace M, Ekeberg O. Comparing ICD-9 and ICD-10: The impact on intentional and unintentional injury mortality statistics in Italy and Norway. *Injury*. 2013 Jan;44(1):132-8.
9. Griffiths C, Rooney C. The effect of the introduction of ICD-10 on trends in mortality from injury and poisoning in England and Wales. *Health Statistics Quarterly*. 2003;19:10-21.
10. Statistique Canada. Comparabilité de la CIM-10 et de la CIM-9 pour les statistiques de la mortalité au Canada. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2005. Rapport n° 84-548-XIF.
11. Nyberg L, Gustafson Y, Berggren D, Brannstrom B, Buchi G. Falls leading to femoral neck fractures in lucid older people. *J Am Geriatr Soc*. 1996 Feb;44(2):156-60.
12. Parkkari J, Kannus P, Palvanen M, Natri A, Vainio J, Aho H, Vuori I, Jarvinen M. Majority of hip fractures occur as a result of a fall and impact on the greater trochanter of the femur: a prospective controlled hip fracture study with 206 consecutive patients. *Calcif Tissue Int*. 1999 Sep;65(3):183-7.

13. Rothman KJ, Greenland S. Causation and causal inference in epidemiology. *Am J Public Health*. 2005;95 Suppl 1:S144-S150.
14. Cryer C, Gulliver P, Langley J, Davie G, Samaranayaka A, Fowler C. A proposed theoretical definition to address the undercounting of injury deaths. *Inj Prev*. 2011 Aug;17(4):219-21.
15. Jansson B. Coding errors and underestimation of fall injury mortality. *Am J Public Health*. 2005 Aug;95(8):1305-6.
16. Kreisfeld R, Harrison JE. Use of multiple causes of death data for identifying and reporting injury mortality. Adelaide: AIHW; (AIHW cat. no. INJCAT 98); 2007. Injury Technical Paper Series n°9.
17. Deprey SM. Descriptive analysis of fatal falls of older adults in a Midwestern county in the year 2005. *J Geriatr Phys Ther*. 2009;32(2):23-8.
18. Wilkins K, Wyzocki M, Morin C, Wood P. Causes multiples de décès. Rapport sur la santé. 1997;9(2):21-32.
19. McKenzie K, Chen L, Walker SM. Correlates of undefined cause of injury coded mortality data in Australia. *HIM J*. 2009;38(1):8-14.
20. Gagné M, Robitaille Y, Hamel D. Note technique concernant les regroupements pour l'analyse des décès par traumatisme au Québec. 2009.
21. Kreisfeld R, Harrison JE. Injury deaths, Australia, 1999: with a focus on the transition from ICD-9 to ICD-10. Adelaide: AIHW; (AIHW cat. no. INJCAT 67); 2005. Report n° 24.
22. World Health Organization. Cumulative official updates to ICD-10. WHO Collaborating Centres for the Family of International Classifications; 2011.
23. Ministère de la Santé et des Services sociaux. La population du Québec par territoire des centres locaux de services communautaires, par territoire des réseaux locaux de services et par région socio-sanitaire, de 1981 à 2031. 2010. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Service du développement de l'information/Publications du Québec; 2010.
24. Bouche G, Lepage B, Migeot V, Ingrand P. Application of detecting and taking over-dispersion into account in Poisson regression model. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2009 Aug;57(4):285-96.
25. Korhonen N, Niemi S, Parkkari J, Palvanen M, Kannus P. Unintentional injury deaths among adult Finns in 1971-2008. *Injury*. 2011 Sep;42(9):885-8.
26. Ravakhah K. Nobody dies of old age any more? *J Palliat Med*. 2011 Apr;14(4):386.
27. Shannon RP, Green AR. Dying of natural and specific causes in old age, not of old age. *J Palliat Med*. 2011 Sep;14(9):984-5.
28. Koehler SA, Weiss HB, Shakir A, Shaeffer S, Ladham S, Rozin L, Dominick J, Lawrence BA, Miller TR, Wecht CH. Accurately assessing elderly fall deaths using hospital discharge and vital statistics data. The American journal of forensic medicine and pathology : official publication of the National Association of Medical Examiners. 2006 Mar;27(1):30-5.
29. Dijkhuis H, Zwerling C, Parrish G, Bennett T, Kemper HC. Medical examiner data in injury surveillance: a comparison with death certificates. *Am J Epidemiol*. 1994 Mar 15;139(6):637-43.
30. Charles A, Ranson D, Bohensky M, Ibrahim JE. Under-reporting of deaths to the coroner by doctors: a retrospective review of deaths in two hospitals in Melbourne, Australia. *Int J Qual Health Care*. 2007 Aug;19(4):232-6.
31. Cryer C, Gulliver P, Samaranayaka A, Davie G, Langley J, Fowler C. New Zealand Injury Prevention Strategy indicators of injury death: Are we counting all the cases? Dunedin, University of Otago; 2010 Aug. IPRU Report OR085.
32. Aung E, Rao C, Walker S. Teaching cause-of-death certification: lessons from international experience. *Postgrad Med J* 2010. Mar;86(1013):143-52.
33. Cassell E, Clapperton A. A decreasing trend in fall-related hip fracture incidence in Victoria, Australia. *Osteoporos Int*. 2013 Jan;24(1):99-109.
34. Chevalley T, Guillely E, Herrmann FR, Hoffmeyer P, Rapin CH, Rizzoli R. Incidence of hip fracture over a 10-year period (1991-2000): reversal of a secular trend. *Bone*. 2007 May;40(5):1284-9.
35. Kannus P, Niemi S, Parkkari J, Palvanen M, Vuori I, Jarvinen M. Nationwide decline in incidence of hip fracture. *J Bone Miner Res*. 2006 Dec;21(12):1836-8.
36. Stevens JA, Anne RR. Declining hip fracture rates in the United States. *Age Ageing*. 2010 Jul;39(4):500-3.
37. Leslie WD, O'Donnell S, Jean S, Lagace C, Walsh P, Fancej C, Morin S, Hanley DA, Papaioannou A. Trends in hip fracture rates in Canada. *JAMA*. 2009 Aug 26;302(8):883-9.
38. Haentjens P, Magaziner J, Colon-Emeric CS, Vanderschueren D, Milisen K, Velkeniers B, Boonen S. Meta-analysis: excess mortality after hip fracture among older women and men. *Ann Intern Med*. 2010 Mar 16;152(6):380-90.
39. Brauer CA, Coca-Perraillon M, Cutler DM, Rosen AB. Incidence and mortality of hip fractures in the United States. *JAMA*. 2009 Oct 14;302(14):1573-9.
40. Maravic M, Taupin P, Landais P, Roux C. Decrease of inpatient mortality for hip fracture in France. *Joint Bone Spine*. 2011 Oct;78(5):506-9.
41. Coronado VG, Xu L, Basavaraju SV, McGuire LC, Wald MM, Paul MD, Guzman BR, Hemphill JD. Surveillance for traumatic brain injury-related deaths--United States, 1997-2007. *MMWR Surveill Summ*. 2011 May 6;60(5):1-32.
42. Rubenstein LZ. Falls in older people: epidemiology, risk factors and strategies for prevention. *Age Ageing*. 2006 Sep;35 Suppl 2:ii37-ii41.
43. Tinetti ME, Kumar C. The patient who falls: "It's always a trade-off". *JAMA*. 2010 Jan 20;303(3):258-66.
44. Gillespie LD, Robertson MC, Gillespie WJ, Lamb SE, Gates S, Cumming RG, Rowe BH. Interventions for preventing falls in older people living in the community. *Cochrane Database Syst Rev*. 2009;(2):CD007146.



- 
45. Ministère de la Santé et des Services sociaux. La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile : Cadre de référence. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Direction générale de la santé publique; 2004.
  46. Champagne F, Gagnon I, Baldé T. Évaluation de l'implantation du continuum de services en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile : Rapport final. Montréal : Université de Montréal, Groupe de recherche interdisciplinaire en santé; 2009.
  47. Lu TH, Walker S, Anderson RN, McKenzie K, Bjorkenstam C, Hou WH. Proportion of injury deaths with unspecified external cause codes: a comparison of Australia, Sweden, Taiwan and the US. *Inj Prev*. 2007 Aug;13(4):276-81.
  48. Robitaille R, Gratton J. Les chutes chez les adultes âgés : vers une surveillance plus fine des données d'hospitalisation. Institut national de santé publique du Québec; 2005.

# Meilleure estimation du fardeau que représentent les facteurs de risque de maladie chronique pour la santé et l'économie au Manitoba

H. Krueger, Ph. D. (1, 2); D. Williams, M. Sc. (2); A. E. Ready, Ph. D. (3); L. Trenaman, B. Sc. (2); D. Turner, Ph. D. (4, 5)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** L'estimation du fardeau global que représentent les facteurs de risque multiples au sein d'une population présente certains défis d'ordre analytique. Nous décrivons une méthodologie permettant de tenir compte des facteurs de risque se chevauchant dans certaines sous-populations et entraînant un « double compte » des maladies et du fardeau économique qu'ils engendrent.

**Méthodologie :** Notre démarche permet d'analyser avec précision le fardeau économique global des maladies chroniques dans un cadre multifactoriel tout en tenant compte de l'incidence du poids en tant qu'exposition continue ou polytomique (allant de l'absence d'excédent de poids au surpoids et à l'obésité). Nous appliquons cette méthode au tabagisme, à l'inactivité physique et au surpoids et à l'obésité à la province du Manitoba (Canada).

**Résultats :** En 2008, le fardeau économique global annuel des facteurs de risque au Manitoba était d'environ 1,6 milliard de dollars (557 millions pour le tabagisme, 299 millions pour l'inactivité physique et 747 millions pour le surpoids et l'obésité). Le fardeau total représente un rajustement à la baisse de 12,6 % lorsqu'on tient compte de l'effet des facteurs de risque multiples chez certaines personnes.

**Conclusion :** Une meilleure estimation du fardeau économique global des facteurs de risque multiples au sein d'une population peut faciliter l'établissement des priorités et améliorer le soutien aux initiatives de prévention primaire.

**Mots-clés :** fraction étiologique du risque, facteurs de risque, obésité, inactivité physique, tabagisme, maladie chronique

## Introduction

Les planificateurs de soins de santé se préoccupent depuis longtemps de la « transition épidémiologique », soit le processus par lequel les maladies chroniques en viennent à supplanter les infections pandémiques en tant que principale source de morbidité et de mortalité au monde<sup>1</sup>. La dernière phase de cette transi-

tion est marquée par une prévalence accrue du surpoids et de l'obésité ainsi que de l'inactivité physique dans de nombreux pays<sup>2</sup>. Un excédent de poids ou l'inactivité physique, ou les deux, ont un rôle à jouer dans l'apparition des maladies chroniques, par exemple les maladies cardiovasculaires, les accidents vasculaires cérébraux (AVC), le diabète de type 2, les maladies rénales chroniques, l'arthrose et certains

cancers<sup>3-12</sup>. Ces facteurs de risque s'ajoutent donc au tabagisme<sup>13</sup> comme principales cibles de prévention.

Le fardeau économique qu'engendrent ces facteurs de risque a fait l'objet de calculs estimatifs dans de nombreux pays du monde<sup>14</sup>, dont le Canada dans son ensemble<sup>15-19</sup> et quelques-unes de ses provinces<sup>20,21</sup>. Il est souvent pertinent, en plus de connaître les coûts liés à un facteur de risque (par exemple le tabagisme), d'évaluer le fardeau économique global de deux facteurs de risque ou plus au sein d'une population. Cette donnée peut faciliter l'adoption de stratégies de prévention visant plus d'un facteur de risque, par exemple la mise en place de programmes de santé publique qui portent à la fois sur l'inactivité physique et le surpoids et l'obésité. L'estimation du fardeau global que représentent les facteurs de risque multiples au sein d'une population présente cependant certains défis d'ordre analytique<sup>22</sup>. Certains coûts (comme ceux liés aux nouveaux cas de maladie ou à la mort) ne sont, par définition, comptabilisés qu'une seule fois. Il est donc important de tenir compte de l'effet combiné des facteurs de risque multiples chez une même personne, et surtout de corriger toute hausse du fardeau économique calculé en raison du double compte des cas et des coûts.

La fraction étiologique du risque (FER) offre un excellent moyen d'interpréter les causes sous l'angle pratique de la prévention. Pour simplifier, la FER est la propor-

## Rattachement des auteurs :

1. École de santé publique et de santé des populations, Université de la Colombie-Britannique, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada

2. H. Krueger & Associates Inc., Delta (Colombie-Britannique), Canada

3. Faculté de kinésiologie et de gestion des loisirs, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

4. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

5. Action cancer Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

Correspondance : Hans Krueger, H. Krueger & Associates Inc., 4554 488 Street, Delta (Colombie-Britannique) V4K 2R8; tél. : 604-946-5464; courriel : hansk@krueger.ca

tion des conséquences (coûts) des maladies qui sera éliminée si l'exposition aux facteurs de risque qui en sont la cause est supprimée. Cette technique se complique lorsque le but est d'évaluer l'effet combiné de facteurs de risque multiples.

Un certain nombre d'approches innovatrices ont cependant été élaborées afin de quantifier les conséquences des facteurs de risque multiples au sein de cohortes précises<sup>23</sup>. Ainsi, le World Cancer Research Fund a eu recours à un procédé appelé « prévention séquentielle », qu'il définit ainsi<sup>24</sup>, p. 149 :

[Traduction] Comme aucun cas individuel de cancer ne peut être prévenu plus d'une fois, le calcul a été fait de façon à éviter la possibilité du « double compte ». La FER pour la première exposition a donc été soustraite de 100 %, alors que la FER de la seconde exposition a été appliquée au reste. Ce procédé a été suivi de façon séquentielle pour toutes les expositions pertinentes, ce qui a donné une FER estimative pour toutes les expositions combinées.

Bien qu'il soit logique de tenir compte des facteurs de risque qui se chevauchent, le travail à faire pour démêler l'incidence de ces facteurs ne fait souvent pas partie des estimations du fardeau économique qui s'y rattache. À titre d'exemple concret, mentionnons une série d'articles publiés entre 2005 et 2009 par un groupe de la British Heart Foundation concernant le fardeau que représente pour la Grande-Bretagne un mauvais état de santé en raison de l'inactivité physique<sup>25</sup>, d'un surpoids ou d'une obésité<sup>26</sup>, du tabagisme<sup>27</sup> et d'autres facteurs de risques<sup>28,29</sup>. Dans un article de synthèse, les auteurs reconnaissent le fait que « [traduction] le chevauchement possible des facteurs de risque (comme le surpoids et l'obésité) n'a pas été examiné ici, mais il devrait être pris en considération au moment de calculer le fardeau économique total de ces facteurs de risque<sup>30</sup>, p. 534. »

Pour remédier à la situation, nous présentons ici une méthodologie permettant de tenir compte des facteurs de risque qui se chevauchent au moment d'estimer le fardeau économique global des maladies

chroniques associées. Notre démarche compte quatre étapes : 1) considérer le rôle du poids en tant qu'exposition continue ou « polytomique » selon qu'il y ait absence d'excédent de poids, surpoids ou obésité; 2) estimer le fardeau global des maladies chroniques dans un cadre multifactoriel de façon à tenir compte de l'effet de plus d'un facteur de risque; 3) estimer le fardeau économique global rajusté en fonction de la présence de facteurs de risque multiples chez certaines personnes; et 4) ventiler le fardeau total afin d'obtenir une estimation du coût économique lié par déduction à chaque facteur de risque.

À notre connaissance, notre article est la première publication sur la question du double compte des coûts attribuable aux facteurs de risque qui se chevauchent chez certaines personnes dans le cadre de l'estimation du fardeau économique des facteurs de risque multiples.

Pour illustrer l'utilité de cette démarche, nous avons estimé le fardeau économique des maladies attribuables au tabagisme, à l'inactivité physique et au surpoids et à l'obésité pour le Manitoba. Cette province compte environ 1,2 million d'habitants<sup>31</sup>. Malgré une économie fondée sur une agriculture solide et sur l'exploitation des ressources naturelles, environ 60 % des Manitobains vivent dans la capitale provinciale, Winnipeg. Le Manitoba abrite également un grand nombre de membres des Premières nations (11 % de la population provinciale)<sup>32</sup>.

## Méthodologie

Nous avons suivi une démarche fondée sur la FER pour estimer le fardeau économique lié aux divers facteurs de risque. Pour simplifier, disons que la FER renvoie à la proportion des conséquences des maladies qui sont générées au sein d'une population par un facteur de risque en particulier<sup>33</sup>. Pour obtenir les résultats dont nous faisons rapport dans cet article, il a fallu calculer une FER spécifique au Manitoba pour chacune des maladies associées aux facteurs de risque pertinents, puis combiner cette donnée à l'estimation des coûts spécifiques au Manitoba pour traiter ces maladies et faire face aux conséquences indirectes de la mortalité et de la morbidité.

La FER est une mesure statistique qui combine deux facettes d'un facteur de risque et de ses conséquences sur la maladie : le risque relatif (RR) du facteur de risque en lien avec une maladie en particulier et la prévalence de l'exposition au facteur de risque au sein de la population concernée.

## Risque relatif

Les risques relatifs (RR) liés à l'inactivité physique proviennent des méta-analyses de Katzmarzyk et Janssen<sup>16</sup>. La majorité des études mentionnées dans l'article de Katzmarzyk et Janssen<sup>16</sup> ont intégré un indice d'obésité à l'analyse pour que les effets de l'activité physique sur le risque de maladie puissent être considérés comme indépendants de l'obésité. Les méta-analyses de Guh et collab. sont la source des RR liés au surpoids et à l'obésité<sup>34</sup>. Les auteurs n'ont pas tenu compte de l'inactivité physique comme facteur de risque potentiellement confusional, puisque « [traduction] l'inactivité physique est souvent très mal documentée, et son inclusion aurait eu pour effet de réduire le nombre d'études analysées »<sup>34</sup>, p. 15.

Nous avons consulté deux sources pour réunir les RR de maladies attribuables au tabagisme. Un article publié en 2008 par Gandini et collab.<sup>35</sup> offre une méta-analyse détaillée sur les cancers liés à l'usage du tabac, notamment des RR rajustés en fonction des facteurs de confusion connus (cancers de l'œsophage et du tube digestif supérieur pour la consommation d'alcool, cancer de l'estomac pour l'alimentation, cancer du foie pour l'infection à l'hépatite B ou C, cancer du col de l'utérus pour l'infection au virus du papillome humain et cancer du rein pour l'indice de masse corporelle)<sup>35</sup>. Il convient de noter que le tabagisme n'est plus un facteur de risque important pour les cancers du foie ou du col de l'utérus après ces rajustements. Le RR de maladies cardiovasculaires et respiratoires est tiré d'une publication de Thun et collab.<sup>36</sup>, lesquels ont rajusté tous les RR en fonction de l'âge, de la race, de la scolarité, de l'état matrimonial, de l'emploi, de la consommation de fruits et de légumes, de l'utilisation d'aspirine, de la consommation d'alcool, de l'indice de masse corporelle (IMC), de l'activité

physique et de la consommation d'aliments gras. Enfin, le RR de pneumonie, d'influenza, de bronchite et d'emphysème a été rajusté en fonction de l'exposition professionnelle à l'amiante.

La plupart des sources, à l'exception de celles portant sur l'inactivité physique, présentaient des données sur le RR selon le sexe. Un examen plus approfondi des études pour cerner les variations de l'inactivité physique selon le sexe permet d'affirmer que le RR ne diffère pas énormément entre les hommes et les femmes pour ce facteur de risque<sup>37,38,39</sup>.

Les estimations ponctuelles des RR servent aux calculs dans le modèle de base, tandis que les limites supérieures et inférieures de l'intervalle de confiance (IC) à 95 % sont utilisées dans le cadre de l'analyse de sensibilité.

#### Exposition aux facteurs de risque

L'autre moitié du calcul de la FER repose sur la disponibilité de données de qualité relativement à la prévalence des facteurs de risque<sup>40</sup>. L'analyse de l'exposition de la population manitobaine au tabagisme, à l'inactivité physique et au surpoids et à l'obésité a débuté par les données tirées de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2008. Les données sur le tabagisme incluaient tous les « fumeurs actuels » (ceux qui fument tous les jours et à l'occasion), celles sur le surpoids et l'obésité incluaient les personnes dont l'IMC se situait entre 25 kg/m<sup>2</sup> et 30 kg/m<sup>2</sup> pour le surpoids et à 30 kg/m<sup>2</sup> et plus pour l'obésité (selon la taille et le poids autodéclarés), alors que celles sur l'inactivité physique incluaient les personnes classées dans l'ESCC comme « inactives ».

Nous avons apporté plusieurs corrections aux données de base de l'ESCC afin de combler ses lacunes connues. D'abord, nous avons utilisé les données de l'Enquête sur la santé des jeunes au Manitoba (ESJM) pour faire des rajustements en fonction de l'usage du tabac et de l'inactivité physique chez les jeunes<sup>41</sup>. Les données tirées de l'ESCC conduisent à penser qu'environ 10 % des jeunes Manitobains âgés de 12 à 19 ans étaient

fumeurs en 2008, contre 21,2 % des jeunes de la 6<sup>e</sup> à la 12<sup>e</sup> année d'après l'ESJM. Par ailleurs, la prévalence des jeunes physiquement inactifs était de 32 % dans l'ESCC, contre 19,3 % dans l'ESJM.

Ensuite, nous avons estimé les taux d'inactivité physique chez les enfants de moins de 12 ans selon les taux de l'ESJM (16,4 % pour les garçons et 22,1 % pour les filles). Les taux de surpoids et d'obésité chez les enfants et les adolescents de moins de 18 ans ont été estimés en fonction des taux spécifiques au Manitoba dans l'ESCC pour les 20-34 ans (surpoids : 34,5 % chez les garçons et 36,6 % chez les filles; obésité : 15,6 % chez les garçons et 14,7 % chez les filles)<sup>42</sup>. Bien que l'ESCC fournisse une estimation des taux de surpoids et d'obésité combinés pour les jeunes de 12 à 19 ans, les résultats présentent un coefficient de variation élevé et doivent être utilisés avec circonspection<sup>42</sup>. En outre, les comportements liés à l'obésité – en particulier l'inactivité physique et la mauvaise alimentation – qui ont été adoptés dans l'enfance ont tendance à se poursuivre à l'âge adulte<sup>43</sup>.

Finalement, l'ESCC ne tient pas compte des personnes vivant dans les réserves autochtones, lesquelles représentent environ 55 000 Manitobains<sup>44</sup>. Nous avons donc utilisé les résultats de l'Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières nations de 2002-2003 pour cerner et rajuster la prévalence élevée du tabagisme (62 %) et du surpoids et de l'obésité (75 %) parmi les adultes de 18 ans et plus et pour toute la population vivant dans une réserve<sup>45</sup>.

Un dernier rajustement a été inspiré des travaux d'Anis et collab.<sup>18</sup>, qui ont utilisé la prévalence du tour de taille plutôt que l'IMC pour certaines catégories de maladies, dont la cardiopathie ischémique, l'hypertension, le diabète de type 2 et les maladies de la vésicule biliaire.

#### Niveaux d'exposition multiples

La version simplifiée du calcul de la FER, dérivée de la prévalence d'un seul facteur de risque et du RR de la maladie qui y

est associée, a recours à la formule  $(E(RR-1)) / (E(RR-1)+1)$ , où E est la proportion de la population exposée au facteur concerné et RR est le risque relatif de l'apparition de la maladie dans le groupe exposé au facteur.

Cela dit, il faut employer une version plus complexe pour calculer la FER en présence d'un facteur de risque polytomique, c'est-à-dire à facettes multiples. C'est le cas du surpoids et de l'obésité : ces deux catégories biologiques font partie du même continuum. Il ne faut donc pas calculer algébriquement la FER de base pour le surpoids et celui pour l'obésité, puis simplement additionner les deux chiffres pour en tirer une FER globale de l'exposition à un excédent de poids. Il faut plutôt concevoir le surpoids et l'obésité comme une exposition trichotome à l'excédent de poids, avec les catégories d'exposition suivantes : 1) aucun excédent de poids, 2) excédent moyen de poids ou surpoids (prévalence  $E_{OW}$ ) et 3) excédent de poids important ou obésité (prévalence  $E_{OB}$ ). Le calcul de la FER est le suivant<sup>46</sup> :

$$\frac{E_{OW}(RR_{OW}-1) + E_{OB}(RR_{OB}-1)}{E_{OW}(RR_{OW}-1) + E_{OB}(RR_{OB}-1) + 1}$$

#### Facteurs de risque multiples

Lorsque l'ensemble des données sur l'exposition à des facteurs de risques multiples (p. ex., tabagisme et surpoids ou obésité chez la même personne) et sur le RR lié à chaque ensemble de causes est connu, il est alors facile de calculer la FER pour une combinaison de risques. Cependant, lorsqu'il manque des données sur les facteurs de risque qui se chevauchent, comme c'est souvent le cas, il est important, là aussi, d'éviter de simplement additionner les FER de base pour chaque facteur de risque afin d'obtenir une FER combinée pour le cadre multifactoriel. Il faut plutôt estimer de manière plus précise la FER d'un cadre multifactoriel en utilisant l'équation suivante<sup>47</sup> :

$$1 - [(1 - FER_1)(1 - FER_2)(1 - FER_3)]$$

où  $FER_1$  renvoie à la FER liée au premier facteur de risque, et ainsi de suite.



Cette équation permet un calcul plus précis en présence de deux conditions : 1) les facteurs de risque présents sont statistiquement indépendants (p. ex. le fait d'en vivre un ne rend pas la personne plus ou moins susceptible de vivre l'autre, ou le regroupement des facteurs de risque est limité) et 2) leurs effets combinés sont multiplicatifs (synergiques). Il est possible de démontrer que ces deux conditions s'appliquent très bien à une situation mettant en jeu l'obésité et le tabagisme<sup>48,49</sup> et s'appliquent assez bien à l'obésité et à l'inactivité physique<sup>50,51</sup>. Des enquêtes équivalentes portant sur le tabagisme combiné à l'inactivité sont rares.

Cette équation de rajustement peut être appliquée à d'autres facteurs de risque, ainsi qu'aux aspects du développement de la maladie qui vont au-delà de l'incidence de base, notamment aux taux de mortalité et d'invalidité. Dans le cadre de cette analyse, nous avons eu recours à l'équation de rajustement pour générer une FER plus précise en ce qui concerne les coûts directs de la maladie.

#### Coûts directs

Nous avons estimé le fardeau économique (coûts directs et indirects) des facteurs de risque au Manitoba avec la méthode du coût de la maladie fondée sur la prévalence<sup>52</sup> et l'avons exprimé en dollars canadiens de 2008.

Nous avons entrepris le calcul des coûts directs à l'aide de la méthode adoptée par Anis et collab.<sup>18</sup>. En résumé, les coûts directs, qui comprennent les soins hospitaliers, les services médicaux, les autres services professionnels des soins de santé (à l'exclusion des services dentaires), les médicaments, la recherche en santé et les « autres » dépenses en santé, ont été extraits de la Base de données sur les dépenses nationales de santé pour le Manitoba<sup>53</sup>. Les coûts, à l'exception des soins hospitaliers, ont été attribués à chacune des catégories de comorbidité en fonction des poids publiés dans le rapport *Le fardeau économique de la maladie au Canada 1998*<sup>54</sup>. Les frais hospitaliers ont été attribués à chaque comorbidité en fonction de la proportion du total de jours patient (selon les données tirées de la Base de données sur la morbidité hospita-

lière de l'Institut canadien d'information sur la santé 2000-2001<sup>55</sup>) utilisés pour traiter les patients présentant une comorbidité au Manitoba. Les coûts directs estimatifs totaux ont été répartis entre les hommes et les femmes en fonction de la proportion des jours-patient passés à l'hôpital en 2000-2001 par les hommes et par les femmes pour chacune des comorbidités. Enfin, les coûts de chaque comorbidité selon le sexe ont été multipliés par la FER calculée pour le sexe et la comorbidité au Manitoba.

#### Rajustement des coûts directs dans un cadre multifactoriel

Nous avons ensuite appliqué la formule présentée précédemment pour calculer la FER combinée dans un cadre multifactoriel aux coûts directs bruts calculés attribuables à chacun des facteurs de risque que sont le tabagisme, le surpoids ou l'obésité et l'inactivité physique. Les coûts directs bruts pour chaque facteur de risque ont été incorporés à la formule de rajustement (soit  $FER_1 = FER$  brute du coût du tabagisme, etc.) afin de générer une FER rajustée des coûts directs dans le cadre multifactoriel. Cette technique a permis de réduire les coûts directs combinés de 12,6 % (les faisant passer de 560,8 à 490,3 millions de dollars par année).

Ayant déterminé le plus rigoureusement possible l'effet combiné sur la population de la présence de facteurs de risque multiples, il est toujours utile, pour établir avec une grande précision les priorités en matière de prévention, préparer les messages éducatifs destinés au public, etc., d'avoir une meilleure idée de l'effet approximatif d'un facteur de risque en particulier. Nous avons donc ajouté une étape de ventilation à la fin du processus d'établissement des coûts directs afin d'attribuer par déduction un fardeau économique à chaque facteur de risque. Pour ce faire, nous sommes revenus aux coûts bruts pour chaque facteur de risque, puis nous avons divisé chacun de ces chiffres par leur somme (soit le coût total brut des facteurs de risque combinés) pour ainsi obtenir une proportion. Ce rapport a ensuite été appliqué aux coûts directs totaux rajustés, ce qui a donné le fardeau économique rajusté, ventilé selon la maladie et attribuable (par déduction) à chaque facteur de risque.

#### Coûts indirects

Nous avons calculé les coûts indirects (mortalité prématurée, invalidité à court et à long terme) en suivant la méthode utilisée dans l'enquête FEMC 1998 (méthode du capital humain modifiée)<sup>54</sup>.

Voici, plus précisément, les étapes suivies pour estimer les coûts indirects :

1. Six catégories de diagnostics utilisées dans l'enquête FEMC 1998 ont été sélectionnées pour couvrir les comorbidités/maladies pertinentes, puis les coûts directs et indirects de ces six catégories ont été extraits.
2. Ces données ont servi à établir un rapport entre les coûts directs et indirects de chacune des catégories de diagnostics, stratifié en fonction de la catégorie spécifique du coût indirect. Par exemple, les coûts indirects liés au cancer sont 4,6 fois (459 %) plus élevés que les coûts directs, et surtout attribuables à la mortalité prématurée. À l'inverse, les coûts indirects liés aux maladies musculo-squelettiques sont 5,2 fois (519 %) plus élevés que les coûts directs et, dans ce cas, la grande majorité des coûts plus élevés est liée à l'invalidité à long terme plutôt qu'au décès prématuré (voir le tableau 1).
3. Les rapports pertinents (selon la catégorie de diagnostic et la catégorie spécifique du coût indirect) ont ensuite été appliqués aux coûts directs déterminés précédemment, attribuables à chaque facteur de risque et rajustés en fonction du cadre multifactoriel afin d'obtenir des données sur le coût indirect équivalentes.

Une description détaillée des étapes suivies dans le cadre de cette analyse, exemples à l'appui, est disponible sur demande.

#### Résultats

Le tableau 2 présente la prévalence entièrement rajustée de l'exposition aux facteurs de risque, les données statistiquement significatives sur le RR selon le sexe, ainsi que la FER calculée de l'incidence de la maladie liée à chaque facteur de risque.

**TABEAU 1**  
**Fardeau économique de la maladie au Canada selon la catégorie de diagnostic**

Catégorie de diagnostic	Coûts indirects en tant que pourcentages des coûts directs, Canada, 1998			
	Mortalité (%)	Invalidité à long terme (%)	Invalidité à court terme (%)	Total des coûts indirects (%)
Cancer	415	38	7	459
Maladies cardiovasculaires	121	46	4	171
Maladies respiratoires	48	28	70	146
Maladies endocriniennes et connexes	64	51	3	119
Maladies du tube digestif	32	14	20	65
Maladies musculosquelettiques	5	476	38	519

La FER pour toutes les comorbidités, à l'exception évidente des cancers gynécologiques et du sein, varie selon le sexe. Par exemple, 38,8 % des cas de diabète de type 2 sont attribuables au Manitoba à l'obésité chez les hommes, tandis que cette proportion est de 48,2 % chez les femmes, et ce, malgré la prévalence plus élevée d'obésité chez les Manitobains (19,8 %) que chez les Manitobaines (18,7 %). La FER globale plus élevée chez les femmes s'explique par un RR beaucoup plus élevé (12,41) que celui des hommes (6,74) pour le diabète de type 2. Ce type d'analyse détaillée a d'importantes répercussions sur l'établissement des coûts directs et indirects.

Le tableau 3 présente une synthèse des estimations rajustées de la prévalence des facteurs de risque de maladies chroniques, le nombre absolu de Manitobains exposés à chaque facteur de risque et les résultats entièrement rajustés de l'analyse du fardeau économique. En 2008, au Manitoba, les coûts directs totaux attribuables aux effets sur la santé du tabagisme, de l'inactivité physique et d'un excédent de poids sont estimés à 490,3 millions de dollars, alors que les coûts indirects se situent à environ 1 113,8 millions de dollars, ce qui donne un fardeau économique annuel total de 1 604,2 millions de dollars.

Ce fardeau global est passablement plus élevé pour les femmes (824,9 millions de dollars) que pour les hommes (779,3 millions de dollars). Si les coûts liés au tabagisme sont plus élevés chez les hommes (319,5 millions de dollars, contre 237,9 millions de dollars chez les femmes), le fardeau économique demeure

plus élevé chez les femmes pour l'excédent de poids (417,7 millions de dollars contre 329,5 millions de dollars pour les hommes) et l'inactivité physique (169,3 millions de dollars contre 130,2 millions de dollars pour les hommes).

La figure 1 illustre le fardeau propre à chaque facteur de risque et fournit des données supplémentaires sur les éléments qui constituent les coûts indirects de la maladie. Le fardeau indirect de la mortalité prématurée liée au tabagisme domine (241,8 millions de dollars, soit 64,4 % des 375,4 millions de dollars en coûts indirects totaux pour ce facteur de risque), et il est aussi légèrement plus élevé que l'invalidité dans le cas de l'inactivité physique. L'inverse est vrai pour le surpoids et l'obésité : le fardeau économique de l'invalidité à court et à long termes liée à la maladie (311,5 millions de dollars) surpasse les coûts de la mortalité prématurée (218,6 millions de dollars) pour ce facteur de risque.

Le fardeau économique de l'excédent de poids ventilé selon notre méthode est plus important que celui du tabagisme. En fait, le fardeau économique du surpoids et de l'obésité combinés au Manitoba était de 747,2 millions de dollars (283,7 millions de dollars plus 463,5 millions de dollars) en 2008, ce qui excédait de 34 % le fardeau économique lié au tabagisme (557,4 millions de dollars).

#### *Analyse de sensibilité*

Ce sont les estimations ponctuelles du RR qui ont été utilisées dans les résultats du modèle de base présentés plus haut. Or un

certain degré d'incertitude accompagne ces estimations ponctuelles, comme en témoigne l'IC à 95 %. Pour évaluer les effets de cette incertitude sur les résultats, nous avons utilisé les limites inférieures et supérieures de l'IC à 95 % pour le RR lié à chaque facteur de risque et chaque maladie dans le cadre d'une analyse de sensibilité. L'utilisation des limites inférieures a entraîné une réduction du fardeau économique total, le faisant passer de 1 604,2 millions de dollars à 1 251,5 millions de dollars (soit -22,0 %), alors que l'utilisation des limites supérieures a porté ce fardeau économique total à 1 927,7 millions de dollars (ou +20,2 %) (voir le tableau 4).

#### **Analyse**

La démarche analytique présentée ici a pris en compte la question du double compte des coûts au moment d'estimer le fardeau économique global des maladies chroniques liées à la présence de facteurs de risque multiples chez une même personne. Appliquée à la province du Manitoba, nous avons vu que cette démarche a conduit à envisager une réduction de 12,6 % du fardeau économique global par rapport au fardeau total obtenu par la simple addition des coûts générés par chacun des principaux facteurs de risque.

Nous avons eu recours à une version élargie de la formule de base de la FER afin d'obtenir un résultat plus précis, notamment en tenant compte à la fois des complications que représente l'évaluation de la FER en présence d'un facteur de risque polytomique (soit le surpoids et

TABLEAU 2  
Risque relatif, prévalence des facteurs de risque et fraction étiologique du risque au Manitoba, 2008

Prévalence du facteur de risque au Manitoba en 2008	Code de la CIM-9	Tabagisme				Inactivité physique				Surpoids				Obésité			
		Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme	
		RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %	RR	FER, %
Néoplasmes																	
Trachée, bronches, poumons	162	8,96	66,7	8,96	62,1												
Larynx	163	6,98	60,0	6,98	55,2												
Lèvre, cavité buccale, pharynx	140 à 149	4,03	43,2	4,03	38,4												
Œsophage	150	3,00	33,4	3,00	29,1					1,13	4,9						
Vessie	188	2,77	30,8	2,77	26,7												
Rein, appareil urinaire	189	1,69	14,8	1,69	12,6					1,40	11,9	1,62	16,4	1,82	12,3	2,64	19,3
Pancréas	157	1,70	15,0	1,70	12,6					2,29	20,3			2,29	20,3	1,60	10,1
Estomac	151	2,22	23,5	2,22	20,1												
Cancer de l'endomètre	179, 181, 182																
Cancer de l'ovaire	183																
Cancer du sein	174, 175																
Cancer du sein postménopausique	174, 175																
Cancer ovariennal	153, 154																
Maladies cardiovasculaires																	
Embolie pulmonaire	415, 3																
Insuffisance cardiaque congestive	428																
Cardiopathie ischémique	410 à 414																
35-64 ans		2,60	28,7	3,20	31,1												
65 ans et plus		1,50	11,2	1,60	12,6												
Autre maladie du cœur		1,00	16,7	1,50	12,6												
AVC, maladie cérébrovasculaire	390-398, 415 à 417																
35-64 ans		2,60	28,0	3,00	36,5												
65 ans et plus		1,50	11,2	1,60	11,0												
Artériosclérose		3,90	42,1	3,00	36,5												
Artériosclérose aortique	441	3,90	42,1	3,00	36,5												
Autre maladie artérielle	442 à 448	3,90	42,1	3,00	36,5												

Suite page suivante

TABLEAU 2 (Suite)  
Risque relatif, prévalence des facteurs de risque et fraction étiologique du risque au Manitoba, 2008

Prévalence du facteur de risque au Manitoba en 2008	Tabagisme			Inactivité physique			Surpoids			Obésité		
	Homme			Femme			Homme			Femme		
	RR	FER, %	Tous âges	RR	FER, %	Tous âges	RR	FER, %	Tous âges	RR	FER, %	Tous âges
Hypertension												
Code de la CIM-9												
401 à 405												
Maladies respiratoires												
Asthme												
493												
Bronchite, emphysème												
490 à 492												
Obstruction chronique des voies aériennes												
496												
Pneumonie, influenza												
480 à 487												
Autre												
Diabète de type 2												
250.x0, 250.x2												
Maladie de la vésicule biliaire												
574, 575												
Arthrose												
715												
Douleur dorsale chronique												
720 à 724												

Abbreviations : CIM, Classification Internationale des maladies; FER, facteur étiologique du risque; RR, risque relatif.

Remarque : Les cellules vides indiquent qu'il n'y a pas de lien significatif entre le facteur de risque et la maladie.

l'obésité) et de la possibilité que des facteurs de risque multiples soient présents chez une même personne.

L'analyse du fardeau économique lié aux facteurs de risque dans leur ensemble et à chacun des facteurs de risque particuliers que sont le tabagisme, l'inactivité physique et le surpoids ou l'obésité est la première étape de toute tentative visant à prévoir l'incidence économique potentielle de la mise en œuvre d'initiatives de prévention primaire.

Nous avons vu que, selon les estimations établies à l'aide des méthodes présentées dans cet article, le fardeau économique annuel total des facteurs de risque au Manitoba en 2008 serait de 1,6 milliard de dollars (490 millions de dollars en coûts directs et 1 114 millions de dollars en coûts indirects).

Un autre résultat important, obtenu grâce à l'accès à des données sur le RR et la prévalence des facteurs de risque selon le sexe, est l'existence d'une différence entre les hommes et les femmes quant à leur contribution au fardeau économique total. Les coûts liés au tabagisme sont plus élevés pour les hommes, ce qui illustre en partie la prévalence toujours plus élevée de l'usage du tabac chez les hommes. À l'inverse, le fardeau économique lié à l'excédent de poids est supérieur chez les femmes, résultat qui semble anormal puisque la prévalence de l'obésité et (surtout) du surpoids est en fait plus élevée parmi les hommes. Cette anomalie s'explique, outre par le fardeau propre aux cancers gynécologiques chez les femmes, par le fait que le RR que représente chez elles un excédent de poids est plus élevé en ce qui concerne plusieurs maladies coûteuses comme le cancer du rein, la cardiopathie ischémique, l'hypertension et le diabète de type 2 (voir le tableau 2). Ainsi, la répartition globale selon le sexe du fardeau que représentent les principaux facteurs de risque modifiables a d'importantes conséquences pour la planification des stratégies de prévention et les messages de santé publique à transmettre à la population.

Notre analyse a également permis de confirmer l'émergence du surpoids et



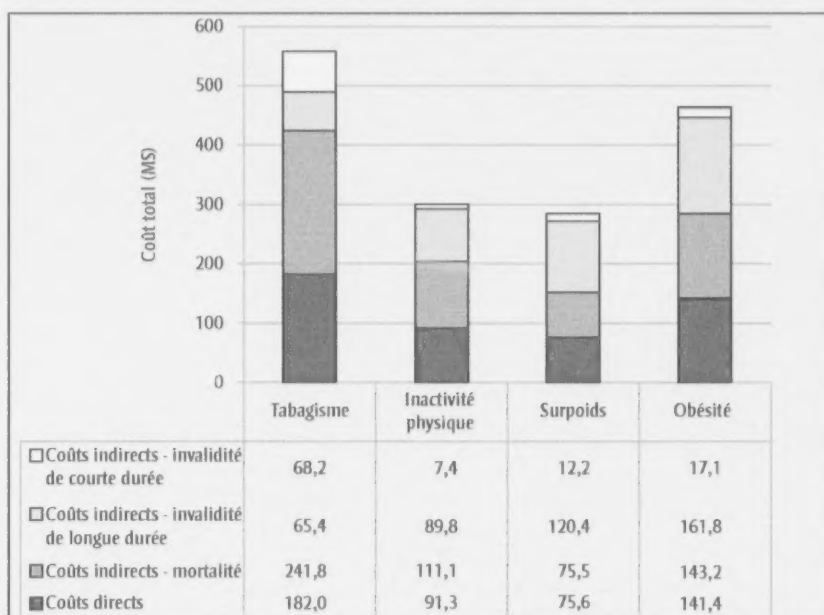
**TABLEAU 3**  
Prévalence estimative des facteurs de risque, fardeau économique total dans un cadre multifactoriel et coûts ventilés par facteur de risque, Manitoba, 2008, selon le sexe : rajustements

	Pourcentage de la population avec FR (%)	Nombre de personnes avec FR	Coût direct par personne avec FR (\$)	Coût indirect par personne avec FR (\$)	Coût total par personne avec FR (\$)	Coût direct du FR (M\$)	Coût indirect du FR (M\$)	Coût total du FR (M\$)
<b>Hommes</b>								
Fumeurs	25,1	148 460	690,3	1461,9	2152,2	102,5	217,0	319,5
Inactifs	38,8	229 124	180,2	388,2	568,4	41,3	88,9	130,2
Surpoids	39,3	232 251	141,6	418,1	559,7	32,9	97,1	130,0
Obésité	19,8	116 970	498,6	1207,1	1705,8	58,3	141,2	199,5
<b>Sous-total</b>						<b>235,0</b>	<b>544,3</b>	<b>779,3</b>
<b>Femmes</b>								
Fumeuses	20,6	125 013	636,1	1266,5	1902,7	79,5	158,3	237,9
Inactives	42,3	257 429	194,2	463,6	657,7	50,0	119,3	169,3
Surpoids	30,2	183 858	232,4	603,8	836,2	42,7	111,0	153,7
Obésité	18,7	113 786	730,2	1589,5	2319,8	83,1	180,9	264,0
<b>Sous-total</b>						<b>255,3</b>	<b>569,6</b>	<b>824,9</b>
<b>Ensemble</b>								
Fumeurs	22,8	273 473	665,5	1372,6	2038,1	182,0	375,4	557,4
Inactifs	40,6	486 553	187,6	428,1	615,7	91,3	208,3	299,6
Surpoids	34,7	416 109	181,7	500,2	681,9	75,6	208,1	283,7
Obésité	19,2	230 757	612,8	1395,7	2008,5	141,4	322,1	463,5
<b>Total</b>						<b>490,3</b>	<b>1113,8</b>	<b>1604,2</b>

Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; FR, facteur de risque.

Remarque : Un rajustement a été effectué en fonction de certaines contraintes de données de l'ESCC et de la présence de facteurs de risque multiples chez une même personne.

**FIGURE 1**  
Fardeau économique direct et indirect du tabagisme, de l'inactivité physique et du surpoids et de l'obésité, Manitoba, 2008



Remarque : Un rajustement a été effectué en fonction de certaines contraintes de données de l'ESCC et de la présence de facteurs de risque multiples chez une même personne.

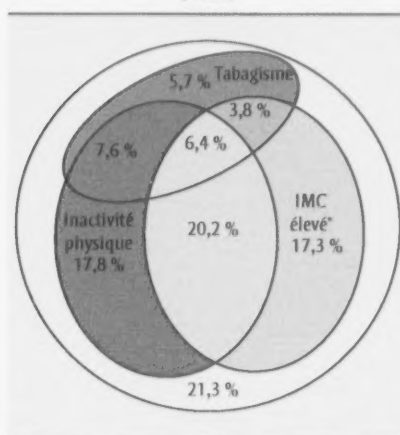
**TABLEAU 4**  
Fardeau économique total estimatif, Manitoba, 2008, selon le sexe : analyse de sensibilité

	Analyse de sensibilité				
	Meilleures estimations du RR	Estimation inférieure du RR	Variance	Estimation supérieure du RR	Variance
<b>Hommes</b>					
Fumeurs	319,5	266,3	-16,7	363,0	13,6
Inactifs	130,2	102,4	-21,4	157,2	20,7
Surpoids	130,0	95,2	-26,8	159,0	22,3
Obésité	199,5	147,5	-26,1	248,3	24,5
Sous-total	779,3	611,4	-21,5	927,5	19,0
<b>Femmes</b>					
Fumeuses	237,9	203,3	-14,5	272,3	14,5
Inactives	169,3	129,7	-23,4	206,3	21,9
Surpoids	153,7	110,8	-27,9	192,3	25,1
Obésité	264,0	196,3	-25,6	329,3	24,7
Sous-total	824,9	640,1	-22,4	1000,2	21,3
<b>Ensemble</b>					
Fumeurs	557,4	469,6	-15,8	635,3	14,0
Inactifs	299,6	232,1	-22,5	363,5	21,4
Surpoids	283,7	206,0	-27,4	351,3	23,8
Obésité	463,5	343,8	-25,8	577,6	24,6
Total	1604,2	1251,5	-22,0	1927,7	20,2

Abréviations : FR, facteur de risque; RR, risque relatif.

de l'obésité comme problème de santé publique, phénomène constaté également dans d'autres pays<sup>56,57</sup> : le fardeau économique estimatif d'un excédent de poids

**FIGURE 2**  
Chevauchement de l'exposition aux facteurs de risque au Canada, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 1.1 (2000)



Source : Klein-Geltink et collab., *Maladies chroniques au Canada*, 2006<sup>59</sup>.

Abréviation : IMC, indice de masse corporelle.

\*IMC  $\geq 25$  kg/m<sup>2</sup>.

en 2008 au Manitoba (747,2 millions de dollars) est plus lourd que celui lié au tabagisme (557,4 millions de dollars). Bien que le fardeau économique lié au tabagisme surpasse toujours celui de l'obésité dans son sens le plus strict, l'ajout des effets du surpoids donne un facteur de risque combiné qui le classe au premier rang. Le projet mené au Royaume-Uni que nous avons mentionné plus haut<sup>26</sup> est arrivé à des résultats similaires, c'est-à-dire que les coûts directs du surpoids et de l'obésité (5 milliards de livres) dépassent le fardeau total lié au tabagisme (3,3 milliards de livres) selon un écart semblable en proportion à celui établi ici pour le Manitoba. Cela dit, le point à partir duquel le surpoids est lié à une hausse importante des effets sur la santé est probablement plus élevé qu'un IMC de 25 kg/m<sup>2</sup> dans la population nord-américaine, même s'il peut également être moins élevé au sein de certains groupes ethniques<sup>58</sup>.

La qualité des résultats obtenus par l'analyse de la FER est inévitablement limitée par la qualité des intrants, particulièrement celle des données sur le RR et la

prévalence. L'incidence des erreurs de précision susceptibles de s'être produites dans le cadre de notre projet a d'abord été atténuée en corrigeant les lacunes connues dans les données sur l'exposition aux facteurs de risque, obtenues dans le cadre des enquêtes menées régulièrement auprès de la population canadienne. Une variation dans les estimations régionales de la FER témoigne souvent d'une incertitude quant au niveau d'exposition au facteur de risque analysé<sup>33</sup>, d'où la nécessité de raffiner, autant que faire se peut, les données sur la prévalence.

L'estimation de tous les RR repose sur les données provenant de méta-analyses, lesquelles ont été rajustées dans la mesure du possible en fonction des facteurs confusionnels connus. Une analyse de la sensibilité au moyen de l'IC à 95 % lié à chaque RR conclut à l'importance d'utiliser des estimations de RR robustes et précises.

Un rajustement (réduction) de 12,6 % pour les facteurs de risque qui se chevauchent chez certaines personnes semble-t-il valide? La figure 2 résume le degré de chevauchement possible entre les facteurs de risque confusionnels chez les Canadiens, selon les données de l'ESCC de 2000<sup>59</sup>. En faisant la somme des sous-catégories pertinentes, 10,2 % de la population est ainsi exposée au tabagisme et au surpoids ou à l'obésité, 26,6 %, au surpoids ou à l'obésité et à l'inactivité physique et 14,0 %, à l'inactivité physique et au tabagisme. Bien que le chevauchement d'un IMC élevé et de l'inactivité physique soit relativement élevé, la correction requise (pour éviter le double compte de l'incidence des maladies) a, en fait, été apportée dans ce cas aux données sur le RR de l'inactivité physique pour tenir compte du surpoids et de l'obésité<sup>16</sup>. Comparé à la proportion de la population exposée à des facteurs de risque multiples, le rajustement de 12,6 % du fardeau économique du Manitoba semble donc valide.

Malgré les efforts consentis pour estimer le fardeau économique avec une précision optimale, l'exercice présente toujours certaines limites, en partie à cause des hypothèses qu'il faut formuler afin d'intégrer de manière créative plusieurs

sources de données compilées à divers points dans le temps. Par exemple, Anis et collab. ont présupposé, dans leur modèle de base lors de l'utilisation de données antérieures de l'ICIS et du rapport du FEMC, que « [traduction] la répartition des coûts entre chaque catégorie de coût n'a pas changé énormément entre 1998 et 2006 »<sup>18, p. 34</sup>. Dans le même ordre d'idées, la méthode qui consiste à passer des coûts directs aux coûts indirects repose sur l'hypothèse que les rapports de coûts entre les diverses comorbidités sont les mêmes pour les coûts directs et indirects. En outre, les RR liés au tabagisme se fondent sur une comparaison entre fumeurs et non-fumeurs n'ayant jamais fumé, mais ne tiennent pas compte de l'intensité du tabagisme : des changements potentiels (réductions) dans l'intensité du tabagisme viendraient les modifier.

Les planificateurs de soins de santé de nombreux pays du monde aimeraient disposer d'une estimation raisonnable du fardeau économique des maladies attribuables à des facteurs de risque modifiables, car de telles données sont cruciales pour établir des priorités et soutenir les programmes de prévention primaire. En effet, il faut comprendre le fardeau économique fondamental lié à certains facteurs de risque avant de pouvoir élaborer une analyse de rentabilité convaincante en matière de prévention. Par exemple, nos résultats ont servi de catalyseur à la prise de mesures au Manitoba, en soutenant la mise en place d'un groupe de travail sur la prévention primaire, le lancement d'un défi de réduction des facteurs de risque aux politiciens provinciaux, la création d'une chaire de recherche en prévention primaire et l'obtention de subventions de la Fondation des maladies du cœur.

## Remerciements

Cette étude a été financée par la Fondation des maladies du cœur du Manitoba, Action cancer Manitoba, l'Alliance pour la prévention des maladies chroniques au Canada et Health in Common.

## Références

1. Omran AR. The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change. *Milbank Mem Fund Q*. 1971; 49(4):509-38.
2. Gaziano JM. Fifth phase of the epidemiologic transition: the age of obesity and inactivity. *JAMA*. 2010;303(3):275-6.
3. Klein S, Burke LE, Bray GA, Garbagnati F, Cappuccio FP, Scalfi L. Clinical implications of obesity with specific focus on cardiovascular disease: a statement for professionals from the American Heart Association Council on Nutrition, Physical Activity, and Metabolism: endorsed by the American College of Cardiology Foundation. *Circulation*. 2004;110(18): 2952-67.
4. Strazzullo P, D'Elia L, Cairella G, Garbagnati F, Cappuccio FP, Scalfi L. Excess body weight and incidence of stroke: meta-analysis of prospective studies with 2 million participants. *Stroke*. 2010;41(5):e418-26.
5. Abdullah A, Peeters A, de Courten M, Stoelewind J. The magnitude of association between overweight and obesity and the risk of diabetes: a meta-analysis of prospective cohort studies. *Diabetes Res Clin Pract*. 2010;89(3):309-19.
6. Wang Y, Chen X, Song Y, Caballero B, Cheskin LJ. Association between obesity and kidney disease: a systematic review and meta-analysis. *Kidney Int*. 2008;73(1): 19-33.
7. Jiang L, Rong J, Wang Y, et collab. The relationship between body mass index and hip osteoarthritis: a systematic review and meta-analysis. *Joint Bone Spine*. 2011; 78(2):150-5.
8. Yang P, Zhou Y, Chen B, et collab. Overweight, obesity and gastric cancer risk: results from a meta-analysis of cohort studies. *Eur J Cancer*. 2009;45(16):2867-73.
9. Larsson SC, Wolk A. Overweight, obesity and risk of liver cancer: a meta-analysis of cohort studies. *Br J Cancer*. 2007;97(7): 1005-8.
10. Moghaddam AA, Woodward M, Huxley R. Obesity and risk of colorectal cancer: a meta-analysis of 31 studies with 70,000 events. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2007;16(12):2533-47.
11. Warburton DE, Charlesworth S, Ivey A, Nettlefold L, Bredin SS. A systematic review of the evidence for Canada's Physical Activity Guidelines for Adults. *Int J Behav Nutr Phys Act*. 2010;7:39.
12. Friedenreich CM, Neilson HK, Lynch BM. State of the epidemiological evidence on physical activity and cancer prevention. *Eur J Cancer*. 2010;46(14):2593-604.
13. Glantz S, Gonzalez M. Effective tobacco control is key to rapid progress in reduction of non-communicable diseases. *Lancet*. 2012;379(9822):1269-71.
14. Withrow D, Alter DA. The economic burden of obesity worldwide: a systematic review of the direct costs of obesity. *Obes Rev*. 2011;12(2):131-41.
15. Katzmarzyk PT, Gledhill N, Shephard RJ. The economic burden of physical inactivity in Canada. *CMAJ*. 2000;163(11):1435-40.
16. Katzmarzyk PT, Janssen I. The economic costs associated with physical inactivity and obesity in Canada: an update. *Can J Appl Physiol*. 2004;29(1):90-115.
17. Birmingham CL, Muller JL, Palepu A, Spinelli JJ, Anis AH. The cost of obesity in Canada. *CMAJ*. 1999;160(4):483-8.
18. Anis AH, Zhang W, Bansback N, Guh DP, Amarsi Z, Birmingham CL. Obesity and overweight in Canada: an updated cost-of-illness study. *Obes Rev*. 2010;11(1):31-40.
19. Kaiserman MJ. Le coût du tabagisme au Canada, 1991. *Maladies chroniques au Canada*. 1997;18(1):15-22.
20. Moffatt E, Shack LG, Petz GJ, Sauvè JK, Hayward K, Colman R. The cost of obesity and overweight in 2005: a case study of Alberta, Canada. *Can J Public Health*. 2011;102(2):144-8.
21. Janssen I, Lam M, Katzmarzyk PT. Influence of overweight and obesity on physician costs in adolescents and adults in Ontario, Canada. *Obes Rev*. 2009;10(1): 51-7.

22. Fine LJ, Philogene GS, Gramling R, Coups EJ, Sinha S. Prevalence of multiple chronic disease risk factors. 2001 National Health Interview Survey. *Am J Prev Med.* 2004;27(2 Suppl):18-24.
23. Ezzati M, Hoom SV, Rodgers A et collab. Estimates of global and regional potential health gains from reducing multiple major risk factors. *Lancet.* 2003;362(9380):271-80.
24. World Cancer Research Fund. Policy and action for cancer prevention - Food, nutrition, and physical activity: a global perspective - appendices [Internet]. Washington (DC): 2009 [consultation le 15 mai 2012]. PDF (1,12 Mo) téléchargeable à partir du lien : [http://www.dietandcancerreport.org/cancer\\_resource\\_center/downloads/chapters/pr/Appendix%20A%20and%20B.pdf](http://www.dietandcancerreport.org/cancer_resource_center/downloads/chapters/pr/Appendix%20A%20and%20B.pdf)
25. Allender S, Foster C, Scarborough P, Rayner M. The burden of physical activity-related ill health in the UK. *J Epidemiol Community Health.* 2007;61(4):344-8.
26. Allender S, Rayner M. The burden of overweight and obesity-related ill health in the UK. *Obes Rev.* 2007;8(5):467-73.
27. Allender S, Balakrishnan R, Scarborough P, Webster P, Rayner M. The burden of smoking-related ill health in the UK. *Tob Control.* 2009;18(4):262-7.
28. Rayner M, Scarborough P. The burden of food related ill health in the UK. *J Epidemiol Community Health.* 2005;59(12):1054-7.
29. Balakrishnan R, Allender S, Scarborough P, Webster P, Rayner M. The burden of alcohol-related ill health in the United Kingdom. *J Public Health (Oxf).* 2009;31(3):366-73.
30. Scarborough P, Bhatnagar P, Wickramasinghe KK, Allender S, Foster C, Rayner M. The economic burden of ill health due to diet, physical inactivity, smoking, alcohol and obesity in the UK: an update to 2006-07 NHS costs. *J Public Health (Oxf).* 2011;33(4):527-35.
31. Statistique Canada. Série « Perspective géographique », Recensement de 2011 : Province du Manitoba [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistiques Canada; 2012 [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2011/as-sa/fogs-spg/Facts-pr-fra.cfm?LANG=Fra&GK=PR&GC=46>
32. Affaires autochtones et Développement du Nord Canada. Les Premières nations au Manitoba [Internet]. Ottawa (Ont.) : Affaires autochtones et Développement du Nord Canada; 2012 [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www.aadnc-aandc.gc.ca/fra/1100100020400/1100100020404>
33. Walter SD. Calculation of attributable risks from epidemiological data. *Int J Epidemiol.* 1978;7(2):175-82.
34. Guh DP, Zhang W, Bansback N, Amarsi Z, Birmingham CL, Anis AH. The incidence of co-morbidities related to obesity and overweight: a systematic review and meta-analysis. *BMC Public Health.* 2009;9:88.
35. Gandini S, Botteri E, Iodice S et collab. Tobacco smoking and cancer: a meta-analysis. *Int J Cancer.* 2008;122(1):155-64.
36. Thun MJ, Apicella LF, Henley SJ. Smoking vs other risk factors as the cause of smoking-attributable deaths: confounding in the courtroom. *JAMA.* 2000;284(6):706-12.
37. Wendel-Vos GC, Schuit AJ, Feskens EJ, et collab. Physical activity and stroke. A meta-analysis of observational data. *Int J Epidemiol.* 2004;33(4):787-98.
38. Wolin KY, Yan Y, Colditz GA, Lee IM. Physical activity and colon cancer prevention: a meta-analysis. *Br J Cancer.* 2009;100(4):611-6.
39. Harriss DJ, Atkinson G, George K, et collab. Lifestyle factors and colorectal cancer risk (1): systematic review and meta-analysis of associations with body mass index. *Colorectal Dis.* 2009;11(6):547-63.
40. Walter SD. Local estimates of population attributable risk. *J Clin Epidemiol.* 2010;63(1):85-93.
41. Health in common. Youth health survey report 2009: students in Manitoba (grades 9-12) [Internet]. Winnipeg (MB): Partners in Planning for Healthy Living; 2009 [consultation le 15 mai 2012]. PDF (2,0 Mo) téléchargeable à partir du lien : <http://www.healthincommon.ca/wp-content/uploads/Youth-Health-Survey-Report-2009.pdf>
42. Statistique Canada. Tableau 105-05011 : Profil d'indicateurs de la santé, estimations annuelles, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces, territoires, régions sociosanitaires (limites de 2011) et groupes de régions homologues [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a05.jsessionid=12045FD63BEAA20647AE3E032736D95E2id=1050501&retrLang=fra&lang=fra>
43. Craigie AM, Lake AA, Kelly SA, Adamson AJ, Mathers JC. Tracking of obesity-related behaviours from childhood to adulthood: a systematic review. *Maturitas.* 2011;70(3):266-84.
44. Statistique Canada. Recensement de 2006 : Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006 : résultats [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006 [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www12.statcan.ca/census-recensement/2006/as-sa/97-558/index-fra.cfm>
45. Regional health survey, 2002/03 [Internet]. Winnipeg (MB): Manitoba First Nations; 2005 [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www.manitobachiefs.com>
46. Hanley JA. A heuristic approach to the formulas for population attributable fraction. *J Epidemiol Community Health.* 2001;55(7):508-14.
47. Steenland K, Armstrong B. An overview of methods for calculating the burden of disease due to specific risk factors. *Epidemiology.* 2006;17(5):512-9.
48. Heaton CG, Vallone D, McCausland KL, Xiao H, Green MP. Smoking, obesity, and their co-occurrence in the United States: cross sectional analysis. *Br Med J.* 2006;333(7557):25-6.



49. Freedman DM, Sigurdson AJ, Rajaraman P, Doody MM, Linet MS, Ron E. The mortality risk of smoking and obesity combined. *Am J Prev Med.* 2006;31(5):355-62.
50. Katzmarzyk PT, Janssen I, Ardern CI. Physical inactivity, excess adiposity and premature mortality. *Obes Rev.* 2003; 4(4): 257-90.
51. Lee DC, Sui X, Blair SN. Does physical activity ameliorate the health hazards of obesity? *Br J Sports Med.* 2009; 43(1): 49-51.
52. Tarricone R. Cost-of-illness analysis: what room in health economics? *Health Policy.* 2006;77:51-63.
53. Institut canadien d'information sur la santé. Tendances des dépenses nationales de santé, 1975 à 2011 [Internet]. Ottawa (Ont.) : ICIS; 2011 [consultation le 1<sup>er</sup> juin 2012]. PDF (3,54 Mo) téléchargeable à partir de la page : <https://secure.cihi.ca/estore/productFamily.htm?locale=fr&pf=PFC1671>
54. Santé Canada. Le fardeau économique de la maladie au Canada 1998 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Santé Canada; 2002 [consultation le 15 mai 2012]. Consultable à la page : <http://www.phac-aspc.gc.ca/ebic-femc/ebic-femc98/index-fra.php>
55. Institut canadien d'information sur la santé. Hospital morbidity database, 2000/01 Tabular Results [Internet]. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2002 [consultation le 1<sup>er</sup> juin 2012]. PDF (2,19 Mo) téléchargeable à partir du lien : [https://secure.cihi.ca/free\\_products/HospitalMorbidityTabularReports2000-2001.pdf](https://secure.cihi.ca/free_products/HospitalMorbidityTabularReports2000-2001.pdf)
56. Jia H, Lubetkin EI. Trends in quality-adjusted life-years lost contributed by smoking and obesity. *Am J Prev Med.* 2010;38(2):138-44.
57. Hoad V, Somerford P, Katzenellenbogen J. High body mass index overtakes tobacco as the leading independent risk factor contributing to disease burden in Western Australia. *Aust NZ J of Publ Heal.* 2010;34(2):214-5.
58. Krueger H, Williams D, Kaminsky B, McLean D. The health impact of smoking and obesity and what to do about it. Toronto (Ont.): University of Toronto Press; 2007.
59. Klein-Geltink JE, Choi BC, Fry RN. Multiple exposures to smoking, alcohol, physical inactivity and overweight: prevalences according to the Canadian Community Health Survey Cycle 1.1. *Chronic Dis Can.* 2006;27(1):25-33

# Estimation du risque de cancer lié à l'exposition au tritium dans le cadre des activités courantes de la centrale nucléaire de Pickering (Ontario)

S. Wanigaratne, M. Sc. S. (1, 2); E. Holowaty, M.D. (2); H. Jiang, M. Sc. (1); T. A. Norwood, MSA (1); M. A. Pietrusiak, M. H. Sc. (3); P. Brown, Ph. D. (1, 2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** D'après les données dont nous disposons, les niveaux actuels des émissions de tritium provenant des réacteurs CANDU au Canada n'entraîneraient pas d'effets néfastes sur la santé. Toutefois, les études ne précisent pas les doses spécifiques au tritium, et reposent sur un petit nombre de cas. La présente étude avait pour but de déterminer si le tritium émis par la centrale nucléaire de Pickering, en Ontario, lors de ses activités courantes, est associé à un risque de cancer.

**Méthodologie :** Nous avons constitué une cohorte rétrospective en couplant les données sur les résidents de Pickering et de North Oshawa (1985) à celles sur les nouveaux cas de cancer (1985-2005). Nous avons examiné les cas de cancer tous sièges combinés, ainsi que les cas de leucémie, de cancer du poumon, de cancer de la thyroïde et de cancer infantile (6-19 ans) pour les sujets de sexe masculin et féminin, de même que les cas de cancer du sein chez la femme. Les estimations de la concentration de tritium reposaient sur un modèle de dispersion atmosphérique qui intégrait les caractéristiques des émissions annuelles de tritium et les données météorologiques. Chaque membre de la cohorte s'est vu assigner une estimation de la concentration de tritium, en fonction de son lieu précis de résidence. Une analyse des années-personnes a permis de déterminer si les cas de cancer observés étaient plus nombreux que prévus. Un modèle de régression des risques proportionnels de Cox a servi à établir si le tritium était associé à des cancers radiosensibles à Pickering.

**Résultats :** Une analyse des années-personnes a révélé que le nombre de cas de cancer chez les jeunes filles était significativement plus élevé que prévu (rapport standardisé d'incidence [RSI] = 1,99, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 1,08 à 3,38). L'explication la plus plausible de cette observation est le recours à des comparaisons multiples. Les modèles de Cox ont révélé que le cancer du poumon chez la femme était significativement plus élevé à Pickering qu'à North Oshawa (RR = 2,34; IC à 95 % : 1,23 à 4,46) et que le tritium n'était pas associé à une augmentation du risque. La méthodologie améliorée de la présente étude nous permet de mieux comprendre les risques de cancer associés à une exposition à de faibles doses de tritium.

**Conclusion :** Les doses estimées de tritium n'ont pas été associées à une augmentation du risque de cancers radiosensibles à Pickering.

**Mots-clés :** cancer, tritium, centrale nucléaire, étude de cohorte historique

## Introduction

Selon une enquête menée en 2012 pour le compte de l'Association nucléaire canadienne, 55 % de la population canadienne pense que le terme « dangereuse » décrit extrêmement bien ou très bien l'énergie nucléaire<sup>1</sup>. Cette perception pourrait résulter d'études qui ont associé un risque accru de cancer chez les adultes suite à une exposition élevée au rayonnement<sup>2</sup> chez les survivants des bombardements nucléaires contre le Japon lors de la Seconde Guerre mondiale et les victimes d'accidents nucléaires tels que la catastrophe de Chernobyl. Par ailleurs, les études examinant le risque associé à une faible exposition, correspondant aux conditions de travail dans l'industrie nucléaire canadienne, affirment qu'une augmentation du risque est possible, mais indétectable<sup>3,6</sup>.

Le fœtus en développement est particulièrement sensible aux effets du rayonnement. Pour cette raison, tous les cancers chez les enfants, ainsi que la leucémie infantile, sont préoccupants, même à de faibles niveaux d'exposition. Il existe plusieurs études sur les cas de leucémie infantile à proximité des centrales nucléaires<sup>7-9</sup>, qui n'ont pas, pour la plupart, révélé une augmentation du risque. Selon des études cas-témoins menées récemment en Allemagne<sup>10,11</sup>, le risque de leucémie infantile (enfants de moins de 5 ans) doublerait dans un rayon de 5 km autour des centrales nucléaires. Les ra-

## Rattachement des auteurs :

1. Action Cancer Ontario, Toronto (Ontario), Canada

2. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada

3. Service de santé de la Région de Durham, Whitby (Ontario), Canada

**Correspondance :** Susitha Wanigaratne, Action Cancer Ontario, 620 avenue University, bureau 1500, Toronto (Ontario) M5G 2L7; tél. : 416-971-9800, poste 3609; téléc. : 416-971-6888; courriel : susitha.wanigaratne@cancercare.on.ca

sons de cette augmentation demeurent obscures<sup>12</sup>. Les études menées en France<sup>13,14</sup>, en Grande-Bretagne<sup>15</sup> et en Finlande<sup>16</sup> n'ont pas trouvé d'augmentation du risque.

L'incertitude quant aux effets sur la santé d'une exposition à de faibles doses découle du petit nombre de cas et du manque de données sur les doses spécifiques au tritium dans ces études. Cette incertitude alimente les craintes des populations qui vivent à proximité des centrales nucléaires.

La centrale nucléaire de Pickering, de même que la majeure partie de la population de cette ville, se trouve dans la partie sud de Pickering (Ontario), une ville de 87 838 habitants située à l'est de Toronto<sup>17</sup>. La centrale nucléaire de Pickering est entrée en activité en 1971, et son déclassement est prévu pour 2020. Elle est constituée de deux centrales distinctes, la A et la B; chacune abrite quatre réacteurs canadiens à deutérium-uranium (CANDU), dont deux ont été fermés en 1997. Les réacteurs CANDU et autres réacteurs à eau lourde (REL) ne représentent qu'une petite partie des réacteurs nucléaires dans le monde; on les trouve au Canada et dans plusieurs autres pays<sup>18</sup>. Les émissions de tritium des REL sont plus élevées de un à deux ordres de grandeur (par gigawatt d'énergie produite) que celles des autres types de réacteurs nucléaires<sup>19</sup>. Le tritium est un sous-produit du fonctionnement courant des réacteurs, émis principalement sous forme de vapeur d'eau tritiée (HTO), et sa désintégration entraîne des émissions de rayonnement bêta<sup>20</sup>. Le tritium représente 99 % des émissions radioactives de la centrale nucléaire de Pickering<sup>21</sup>. Cette centrale fournit une occasion remarquable d'examiner, dans une population urbaine importante, les risques de cancer qui pourraient découler d'une exposition à de faibles doses de rayonnement dues aux émissions de tritium.

Le HTO peut être inhalé, absorbé par la peau ou ingéré, et peut s'incorporer dans les molécules organiques du corps sous forme de tritium lié aux composés organiques (TLCO)<sup>3</sup>. Les estimations de doses mentionnées ou calculées dans la pré-

sente étude incluent aussi bien le HTO que le TLCO. On estime que 97,8 % du tritium qui pénètre dans l'organisme sous forme de HTO demeure sous cette forme (demi-vie de 9,7 jours), tandis que 2,2 % sont transformés en TLCO (demi-vie de 48,5 jours)<sup>3</sup>. Les cellules humaines qui se reproduisent rapidement sont particulièrement sensibles au rayonnement ionisant.

En 2011, on estimait que la dose radiologique totale provenant de l'exploitation de la centrale nucléaire de Pickering était de 0,9 µSv pour un résident urbain de la région de Pickering ou d'Ajazz<sup>22</sup> (voir figure 1). Cette dose est nettement inférieure au seuil réglementaire fixé pour la population, qui est de 1 000 µSv/an. Elle correspond par ailleurs à 0,1 % de la dose annuelle de rayonnement de 1 400 µSv présente naturellement à proximité de la centrale nucléaire de Pickering, ou à 8 % de la dose de 12 µSv associée à un déplacement de deux heures en avion<sup>22</sup>.

Notre étude avait pour but de déterminer si les émissions de tritium résultant des activités courantes de la centrale nucléaire de Pickering étaient associées à une augmentation du risque de cancers radio-sensibles à Pickering, en Ontario. Nous avions trois objectifs : 1) évaluer la santé de la cohorte de résidents de Pickering en comparant le nombre de cas de cancer observés au nombre de cas prévus, en fonction des taux de cancer pour l'ensemble de l'Ontario; 2) déterminer si les doses estimées de tritium expliquent le risque de cancer chez les résidents de Pickering par rapport aux résidents de North Oshawa; 3) établir si les doses estimées de tritium sont associées à un risque de cancer chez les résidents de Pickering exposés à une dose stable de tritium (résidents « qui ne déménagent pas », c'est-à-dire qui ont la même adresse depuis 6 ans). Dans notre étude, nous sommes parvenus à atténuer les limites des études antérieures en estimant les doses de tritium d'après les données sur les émissions réelles et en utilisant une cohorte rétrospective basée sur la population avec une période de suivi suffisante et un échantillon de grande taille.

## Méthodologie

Une cohorte rétrospective de 20 ans regroupait les résidents de Pickering ( $n = 36\,805$ ) et de North Oshawa ( $n = 43\,035$ , population de référence) en 1985, suivis jusqu'à la fin de 2005 afin de repérer les nouveaux cas de cancer et de mortalité due au cancer. L'analyse des données comporte deux volets : analyse des années-personnes (objectif 1) et analyse de régression des risques proportionnels de Cox (objectifs 2 et 3).

### Sources des données

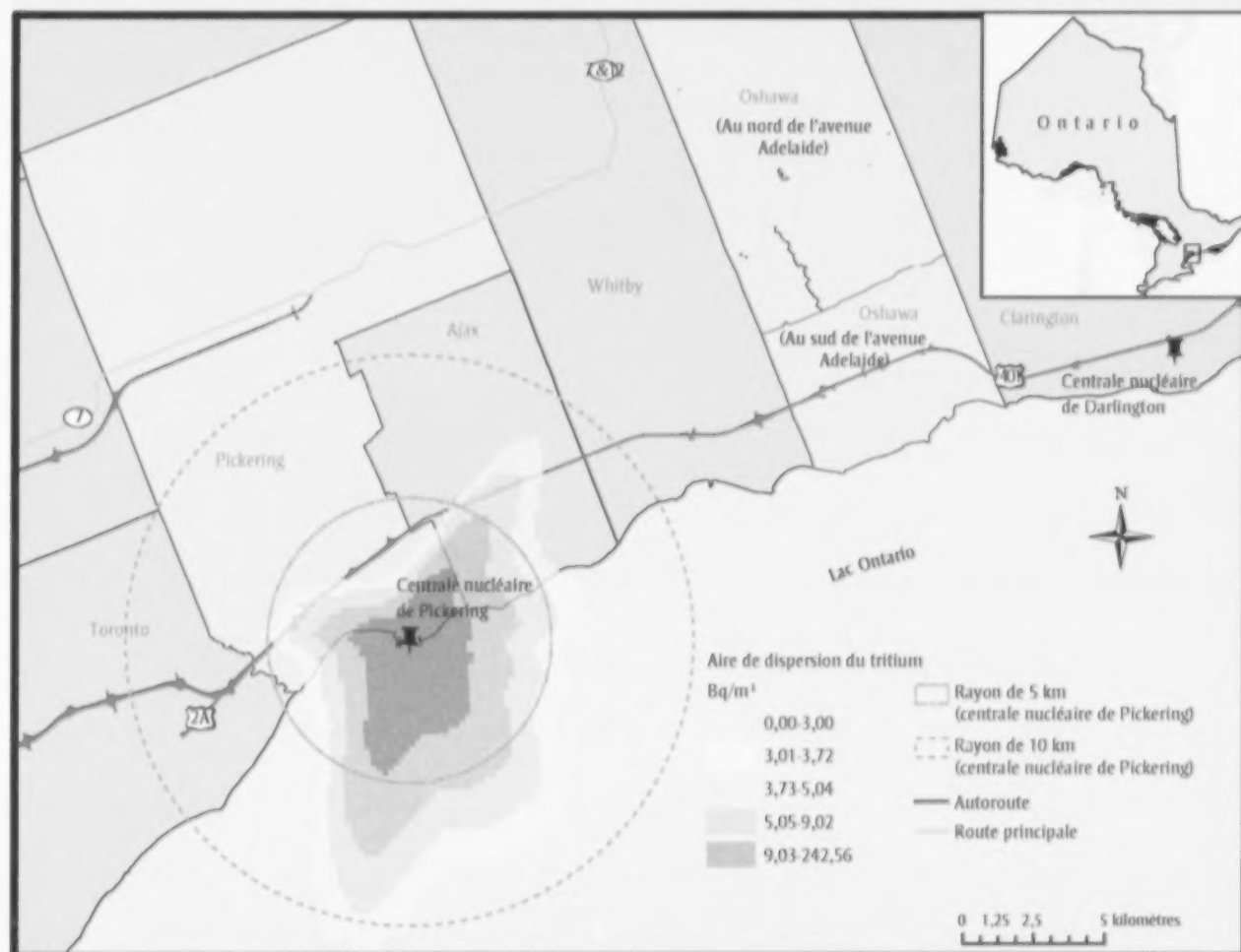
#### Dossiers des évaluations foncières (DEF) de Pickering et de North Oshawa

Le Service de planification de la région de Durham a fourni les dossiers des évaluations foncières de 1979 et de 1985 des villes de Pickering et d'Oshawa ( $n = 162\,986$ ). Ces dossiers contenaient le nom de famille, le ou les prénoms, l'année de naissance, le mois de naissance, l'adresse complète et le code postal de chaque personne vivant dans la région. Ces dossiers ont été transférés de manière sécuritaire aux chercheurs, et conservés dans un serveur sécurisé d'Action Cancer Ontario. L'analyse de la cohorte a exclu les résidents âgés de 5 ans ou moins ou de 85 ans ou plus, étant donné que ces groupes d'âge étaient sous-représentés dans les DEF.

Nous avons tenté d'élargir l'échantillon et la distribution des doses d'exposition en faisant appel à une vaste population de référence n'ayant pas été exposée au tritium. Nous avons choisi North Oshawa, car nous étions limités aux municipalités pour lesquelles nous avions accès aux DEF (région de Durham); il nous fallait de surcroît une population semblable à celle de Pickering, mais suffisamment éloignée de la centrale nucléaire de Pickering et de celle de Darlington (voir figure 1) pour minimiser l'exposition au tritium.

Les membres de la cohorte de Pickering de 1985 qui vivaient au même endroit depuis 6 ans (personnes n'ayant pas déménagé) ont été repérés par des couplages probabilistes avec les DEF de 1979. Nous avons présumé que les personnes n'ayant pas déménagé avaient eu un lieu de résidence

**FIGURE 1**  
Secteurs à l'étude, aire de dispersion du tritium de la Centrale nucléaire de Pickering et emplacement des centrales nucléaires, Pickering (Ontario) et d'Oshawa (Ontario)



stable, et donc que leur exposition au tritium avait été plus stable que celle des autres membres de la cohorte. Les personnes n'ayant pas déménagé ont fait l'objet d'une analyse séparée.

Les auteurs seront heureux de fournir, sur demande, davantage de précisions sur la qualité et la préparation des données, y compris la méthode de couplage.

#### Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario

Les données sur les nouveaux cas de cancer utilisées dans cette étude proviennent du Registre d'inscription des cas de cancer de l'Ontario (RICCO). Le RICCO fait état de tous les nouveaux cas de néoplasie

envahissante en Ontario, à l'exception des cancers de la peau avec mélanome bénin<sup>23</sup>.

On a procédé à des couplages probabilistes<sup>24</sup> des DEF de 1985 de Pickering et d'Oshawa avec le RICCO pour déterminer les nouveaux cas de cancer diagnostiqués entre le 1<sup>er</sup> juillet 1985 et le 31 décembre 2005. Les membres de la cohorte ayant reçu un diagnostic de cancer représentaient des temps-personnes jusqu'à la date de leur diagnostic.

Les cancers ont été sélectionnés a priori en fonction des données probantes tirées d'études portant sur des doses modérées à élevées qui présentaient une puissance

statistique raisonnable et des estimations précises<sup>2</sup>. L'augmentation du risque de leucémie, en particulier chez les sujets exposés à un jeune âge, était considérable. Le cancer du sein chez la femme et les cancers de la thyroïde et du poumon augmentaient également. Une analyse a appuyé l'extrapolation linéaire de ces résultats à des scénarios reposant sur des doses faibles<sup>25</sup>. À des fins de comparaison, l'examen s'est réalisé tous cancers confondus. Les codes de diagnostic pertinents de la *Classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, 9<sup>e</sup> révision (CIM-9) étaient les suivants : 140 à 239 (tous les cancers), 162 (poumon), 174 (sein), 193 (thyroïde) et 204 à 208 (leucémie).



Statistiques de l'état civil – Données sur les décès<sup>26</sup>

Ces données ont servi à éliminer les membres de la cohorte qui n'avaient pas reçu de diagnostic de cancer, mais qui étaient décédés d'une cause quelconque pendant la période de suivi (1985–2005). Ces sujets représentaient des années-personnes jusqu'à leur décès. Les DEF de Pickering et d'Oshawa ont fait l'objet de couplages probabilistes avec ces données.

#### *Estimations modélisées de l'exposition au tritium pour la centrale nucléaire de Pickering*

Pour caractériser la distribution spatiale du tritium émanant de la centrale nucléaire de Pickering, nous avons appliqué le modèle AERMOD, un modèle de dispersion atmosphérique de type gaussien<sup>27</sup>. Le modèle intégrait les données météorologiques régionales moyennes observées à l'aéroport international Pearson de Toronto (1996–2000) et les caractéristiques des installations, notamment les émissions annuelles moyennes de tritium signalées par Ontario Power Generation (1994–1998), de même que la vitesse et la température des émissions. Les niveaux de rayonnement atmosphérique de tritium ont été estimés en becquerels (une unité de désintégration radioactive par seconde) par mètre cube ( $\text{Bq}/\text{m}^3$ ) pour chaque unité d'une grille spatiale de 50 km sur 50 km qui couvrait le secteur à l'étude. Chaque membre de la cohorte s'est vu assigner une estimation de l'exposition au tritium en fonction de la valeur calculée pour la cellule de la grille correspondant à son lieu de résidence précis, selon les données des DEF de 1985. La figure 1 présente l'aire de dispersion du tritium.

#### *Revenu annuel moyen des ménages*

Nous avons utilisé le revenu moyen des ménages comme variable de substitution du tabagisme<sup>28</sup>, puis procédé aux ajustements nécessaires dans les analyses. Un revenu moyen du ménage a été attribué à titre de variable continue à chaque membre de la cohorte sur la base du revenu moyen des ménages de 1990, tel qu'inscrit dans le recensement de 1991 au niveau du secteur de dénombrement<sup>29</sup>. Le recensement de 1991 était le premier offrant des données

sur le revenu moyen des ménages avec une telle précision spatiale. On ne disposait pas de données sur les revenus individuels.

#### *Méthodes d'analyse*

##### *Analyse des années-personnes*

Pour l'objectif 1, nous avons effectué une analyse années-personnes standard<sup>30</sup> de la cohorte de Pickering et de North Oshawa de manière à estimer les rapports standardisés d'incidence (RSI) par périodes de cinq ans (1986–1990, 1991–1995, 1996–2000, 2001–2005) et à évaluer les différences au fil du temps et sur la période complète (1986–2005). Cette analyse a servi à évaluer la santé globale de la cohorte par rapport à une population-type.

Nous avons employé la macro LEXIS SAS<sup>31</sup> pour calculer les années-personnes correspondant aux périodes précisées pour les résidents de Pickering, les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé et les résidents de North Oshawa, par principal siège de cancer (tous sièges confondus, cancer du sein chez la femme, leucémie, cancer du poumon, cancer de la thyroïde et tous cancers infantiles confondus chez les 6–19 ans), par sexe et par groupe d'âge de 5 ans. La catégorie « tous cancers infantiles confondus » a été limitée aux 6 à 19 ans en raison des exclusions des DEF (voir la section « Sources des données » ci-dessus). Nous avons obtenu les taux de cancer selon le sexe et les groupes d'âge de 5 ans pour l'Ontario au moyen du logiciel SEER\*Stat<sup>32</sup> (données disponibles à partir de 1986) pour les périodes précisées. Les taux prévus selon les sièges précis de cancer ont été calculés en multipliant, pour chaque siège de cancer, les années-personnes stratifiées selon le sexe et l'âge par les taux de cancer selon l'âge en Ontario<sup>33</sup>. On a additionné les valeurs prévues (P) et observées (O) pour tous les sujets d'un groupe d'âge, puis calculé des RSI globaux (O/P) et des intervalles de confiance (IC) exacts selon la convention  $\text{mi-p}^{34}$  pour les résidents de Pickering, les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé et les résidents de North Oshawa.

##### *Modèles de Cox*

Nous avons effectué une analyse de régression des risques proportionnels de Cox<sup>35</sup> à

l'aide du logiciel R, version 2.13.2 (R Foundation, Vienne, Autriche) pour répondre aux objectifs 2 et 3. Selon la littérature en épidémiologie, il est préférable de recourir aux modèles de Cox pour les analyses du délai avant l'événement par rapport à d'autres méthodes statistiques et ce, pour plusieurs raisons, la plus souvent invoquée étant le fait qu'il n'est pas nécessaire de préciser une distribution de probabilités pour les périodes de suivi<sup>36</sup>. Les modèles portaient principalement sur le cancer du poumon chez l'homme et la femme, et sur le cancer du sein chez la femme. Il ne nous a pas été possible d'analyser le cancer de la thyroïde et la leucémie dans la cohorte, en raison de la petite taille des échantillons<sup>37</sup>.

Deux scénarios d'exposition ont été testés : un dans lequel la ville de Pickering (concentrations plus élevées de tritium) était comparée à North Oshawa (faibles concentrations de tritium), avec rajustement des estimations de risque selon les concentrations de tritium; un autre où l'on a examiné le risque de cancer associé à des concentrations accrues de tritium dans un modèle limité aux résidents de Pickering n'ayant pas déménagé. Avec notre échantillon d'environ 18 000 sujets exposés (Pickering) et d'environ 22 000 sujets non exposés (North Oshawa), nous disposons d'une puissance de 80 % pour détecter : 1) une hausse d'un facteur de deux du risque de cancer du sein; 2) une hausse d'un facteur de 2,5 du risque de cancer du poumon chez la femme; et 3) une hausse d'un facteur de 2,4 du cancer du poumon chez l'homme. Étant donné la taille bien inférieure de l'échantillon utilisé pour l'analyse des résidents de Pickering n'ayant pas déménagé, on considère que cette dernière n'a pas la puissance nécessaire. Il est à noter que l'obtention d'échantillons de taille suffisante est un problème courant dans ce domaine de recherche. Cependant, nous insistons sur le caractère bien particulier de la présente étude pour examiner les risques de cancer liés à l'exposition au tritium dans une cohorte basée sur une population de taille importante.

Dans tous les modèles de Cox, l'échelle de temps<sup>38,39</sup> utilisée était l'âge plutôt que la période de suivi, pour deux raisons :

1) faire des rajustements plus efficaces pour l'effet non paramétrique de l'âge, compte tenu du fait que le risque de cancer augmente de façon non linéaire avec l'âge<sup>40</sup> et 2) regrouper les sujets présentant les mêmes risques dans un ensemble de risque déterminé en fonction de l'âge plutôt que de les regrouper en fonction d'une durée de suivi semblable<sup>41</sup>. Le rapport de risque (RR) dans ces modèles est interprété comme un risque selon l'âge, plutôt qu'un risque selon la période de temps<sup>39</sup>.

Nous avons présumé que le revenu annuel moyen des ménages agirait comme une variable confusionnelle dans la relation entre l'exposition au tritium et le cancer, c'est pourquoi nous n'avons pas construit de modèles officiels à cet égard<sup>42</sup>. La non-linéarité de l'exposition au tritium et du revenu annuel moyen des ménages a été prise en compte en créant un point de retournement<sup>4</sup> aux valeurs moyennes de 2,9 Bq/m<sup>3</sup> et 64 725 \$, respectivement. Les RR et les IC à 95 % associés, pour le

tritium, ont été associés à une augmentation en unités de l'exposition au tritium. La non-normalité du revenu annuel moyen des ménages a été corrigée par une transformation racine carrée des valeurs standardisées. Les RR et les IC à 95 % associés, pour le revenu moyen, ont été associés à une augmentation de 10 000 \$ du revenu. Les interactions entre le revenu et l'exposition au tritium ont également été testées; elles n'ont été retenues que lorsqu'elles étaient significatives ( $p \leq 0,05$ ). Les modèles ont aussi été rajustés pour la fragilité des personnes, compte tenu de la formation potentielle de grappes de risque de cancer dans les secteurs de recensement limitrophes<sup>43,44</sup>.

L'étude a été approuvée par le comité d'éthique de la recherche sur le cancer en Ontario (Ontario Cancer Research Ethics Board). Le comité d'accès aux données d'Action Cancer Ontario a approuvé l'accès aux données du RICCO et aux données sur les décès des Statistiques de

l'état civil. Le Service de planification de la région de Durham a autorisé l'utilisation des DEF.

## Résultats

### Description de la cohorte à l'étude

Les caractéristiques des cohortes de Pickering ( $n = 36\ 805$ ), de North Oshawa ( $n = 43\ 035$ ) et des résidents de Pickering n'ayant pas déménagé ( $n = 10\ 084$ ) sont résumées dans le tableau 1. Il est à noter que le revenu annuel moyen des ménages de 1990 était significativement moins élevé ( $\sim 10\ 000$  \$;  $p < 0,0001$ ) et que l'âge moyen au début du suivi chez les deux sexes était significativement plus avancé ( $\sim 3$  à 4 ans;  $p < 0,0001$ ) à North Oshawa qu'à Pickering. Par rapport à l'ensemble des résidents de Pickering, l'âge moyen des résidents de Pickering n'ayant pas déménagé, au début de la période de suivi chez les deux sexes, était significativement plus

TABLEAU 1  
Caractéristiques des cohortes de résidents de Pickering et de North Oshawa et des résidents de Pickering n'ayant pas déménagé<sup>a</sup>, 1985

	Population (n)					
	Pickering		North Oshawa		Résidents de Pickering n'ayant pas déménagé <sup>a</sup>	
	Femmes (n = 18 200)	Hommes (n = 18 605)	Femmes (n = 21 731)	Hommes (n = 21 304)	Femmes (n = 4 845)	Hommes (n = 5 239)
Moyenne d'âge à l'inscription (ÉT)	31,84 (16,50)	31,58 (16,25)	35,73 <sup>*</sup> (19,03)	34,55 <sup>*</sup> (18,55)	35,14 <sup>*</sup> (17,74)	34,41 <sup>*</sup> (17,60)
Période de suivi en années, n (%)						
< 1	43 (<1)	53 (<1)	86 (<1)	92 (<1)	16 (<1)	19 (<1)
1 à < 10	502 (3)	599 (3)	985 (5)	1 217 (6)	183 (4)	243 (5)
10 à < 20	815 (4)	1 012 (5)	1 503 (7)	1 652 (8)	293 (6)	435 (8)
20	16 840 (93)	16 941 (91)	19 157 (88)	18 343 (86)	4 353 (90)	4 561 (87)
Revenu moyen pour 1990 par SD <sup>b</sup> , \$ (ÉT)	67 000 (13 395)	67 050 (13 279)	56 732 <sup>*</sup> (15 525)	57 507 <sup>*</sup> (15 403)	65 488 <sup>*</sup> (12 524)	65 238 <sup>*</sup> (12 876)
Revenu moyen pour 1990 par SD <sup>b</sup> , n (%)						
0 \$-64 725 \$	8 241 (45)	8 391 (45)	17 196 (79) <sup>*</sup>	16 557 (78) <sup>*</sup>	2 424 (50) <sup>*</sup>	2 666 (51) <sup>*</sup>
64 726 \$-115 015 \$ <sup>d</sup>	9 959 (55)	10 214 (55)	4 535 (21) <sup>*</sup>	4 747 (22) <sup>*</sup>	2 421 (50) <sup>*</sup>	2 573 (49) <sup>*</sup>
Dispersion du tritium en Bq/m <sup>3</sup> , n (%)						
> 2,9 <sup>d</sup>	7 127 (39)	7 268 (39)	0 (0) <sup>*</sup>	0 (0) <sup>*</sup>	2 645 (55) <sup>*</sup>	2 851 (55) <sup>*</sup>
< 2,9 <sup>e</sup>	11 073 (61)	11 337 (61)	21 731 (100) <sup>*</sup>	21 304 (100) <sup>*</sup>	2 200 (45) <sup>*</sup>	2 388 (46) <sup>*</sup>

Abréviations : SD, secteur de dénombrement; ÉT, écart type.

<sup>a</sup> Qui résidaient déjà à la même adresse en 1979.

<sup>b</sup> Source : Recensement du Canada, 1991<sup>10</sup>.

<sup>c</sup> Sous la moyenne.

<sup>d</sup> Au-dessus de la moyenne.

<sup>e</sup>  $p < 0,05$  comparativement à l'ensemble des résidents de Pickering et à la moyenne ou à la proportion des sujets du même sexe; aucun test de signification pour la période de suivi.

<sup>\*</sup> Point le long de la distribution des valeurs pour les variables indépendantes, où l'on considère que la nature de la relation avec la variable dépendante change.

avancé. En outre, le revenu annuel moyen des ménages était significativement moins élevé ( $-1\ 500 \$$ ;  $p < 0,0001$ ) pour les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé que pour l'ensemble des résidents de Pickering.

Plus de la moitié des résidents de Pickering et la totalité de ceux de North Oshawa ont été exposés à des concentrations moyennes de tritium inférieures à  $2,9\text{ Bq/m}^3$  (intervalle :  $0,14,74\text{ Bq/m}^3$ ). Cette valeur est considérée comme une dose efficace moyenne de  $0,47\text{ }\mu\text{Sv/an}$  (intervalle :  $0,2,36\text{ }\mu\text{Sv/an}$ ) pour un adulte moyen<sup>45</sup> (sur la base d'une efficacité radiobiologique de 1 et du coefficient de dose recommandé par la Commission canadienne de sûreté nucléaire, soit  $2,0 \times 10^{-11}\text{ Sv/Bq}$ ); elle est conforme aux estimations de doses de l'Ontario Power Generation<sup>2,2</sup> et se situe bien au-dessous de la limite inférieure de l'intervalle établi pour les doses faibles ( $1\text{--}100\text{ mSv}$ , où  $1\text{ mSv} = 1\ 000\text{ }\mu\text{Sv}$ )<sup>46</sup>. Si une valeur d'efficacité radiobiologique temporaire de 2 était utilisée pour le tritium<sup>6</sup>, les estimations de doses correspondraient au double de celle indiquée, mais elles se situeraient toujours bien en deçà de la limite réglementaire.

#### Analyse des années-personnes

Nous avons noté peu de différences dans les RSI correspondant aux quatre périodes temporelles pour tous les sièges de cancer, chez les résidents de Pickering, les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé et les résidents de North Oshawa. Par conséquent, les résultats ne sont fournis que pour la période entière (1986-2005) (voir le tableau 2).

À Pickering, le nombre de cas observés pour la plupart des sièges de cancer examinés était significativement inférieur au nombre prévu pour la période entière. Toutefois, le nombre de cas de cancers observés chez les enfants de sexe féminin était significativement supérieur au nombre prévu (RSI = 1,99; IC à 95 % : 1,08 à 3,38).

Aucun des RSI calculés pour les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé et les résidents de North Oshawa n'était significativement supérieur pour la période entière.

**TABEAU 2**  
Rapports standardisés d'incidence selon l'âge et le sexe pour les cohortes de résidents de Pickering et de North Oshawa et des résidents de Pickering n'ayant pas déménagé<sup>a</sup>, 1986-2005  
(en fonction des valeurs de référence pour l'Ontario)<sup>b</sup>

Population, n	Pickering			North Oshawa			Résidents de Pickering n'ayant pas déménagé <sup>a</sup>		
	Femmes	Hommes	O	Femmes	Hommes	O	Femmes	Hommes	
AP	18 169	18 584	350 131	24 016	23 756	395 197	4 889	5 276	
	350 131	356 033		407 819			92 017	98 579	
Cancer	O	RSI (IC à 95 %)	O	RSI (IC à 95 %)	O	RSI (IC à 95 %)	O	RSI (IC à 95 %)	
Tous les sièges	1019	0,75 (0,70 à 0,79)	1150	0,79 (0,75 à 0,83)	1896	0,84 (0,80 à 0,88)	367	0,82 (0,74 à 0,91)	
Sein	351	0,82 (0,74 à 0,91)	n.a	0,76 (0,69 à 0,83)	n.a	n.a	128	0,94 (0,79 à 1,11)	
Leucémie	14	0,70 (0,40 à 1,15)	13	0,73 (0,47 à 1,08)	25	0,61 (0,41 à 0,89)	-	0,40 (0,13 à 0,96)	
Poumon	114	0,78 (0,64 à 0,93)	165	0,67 (0,58 à 0,79)	264	0,71 (0,63 à 0,80)	45	0,85 (0,63 à 1,13)	
Thyroïde	37	0,69 (0,50 à 0,95)	14	0,92 (0,52 à 1,50)	42	0,69 (0,50 à 0,92)	6	0,43 (0,17 à 0,90)	
Tous les cancers de l'enfant (0-19 ans)	12	1,99 (1,08 à 3,38)	6	0,84 (0,31 à 1,86)	-	0,74 (0,27 à 1,64)	-	2,06 (0,52 à 5,60)	
							-	0,78 (0,25 à 1,87)	

Abbreviations : IC, intervalle de confiance; O, nombre de cas observés; AP, années personnes; RSI, rapport standardisé d'incidence.

<sup>a</sup> Résident à la même adresse depuis 6 ans.

<sup>b</sup> Taux de cancer fournis par Action Cancer Ontario (Registre des cas de cancer de l'Ontario)<sup>12</sup>.

<sup>c</sup> Supprimé en raison du faible nombre ( $< 5$ ).

Dans les modèles comparant Pickering à North Oshawa (tableau 3), on a noté un risque de cancer du poumon chez la femme significativement plus élevé dans la cohorte de Pickering que dans celle de North Oshawa (RR = 2,34; IC à 95 % : 1,23 à 4,46) après rajustement pour la dispersion modélisée du tritium, le revenu moyen des ménages et la fragilité. Il est à noter que rien n'indique que l'exposition au tritium était associée de façon significative au risque de cancer du poumon chez la femme (< 2,9 Bq/m<sup>3</sup> : RR = 0,56 et IC à 95 % : 0,21 à 1,48; ≥ 2,9 Bq/m<sup>3</sup> : RR = 1,00 et IC : 0,39 à 2,55). Une augmentation de 10 000 \$ dans le revenu moyen des ménages était associée à une baisse significative de 33 % du risque de cancer du poumon chez la femme parmi les sujets dont le revenu du ménage se situait sous la moyenne (RR = 0,67; IC à 95 % : 0,55 à 0,82).

On n'a pas constaté de différence significative dans le risque de cancer du poumon chez l'homme (RR = 0,93; IC à 95 % : 0,53 à 1,66) ou de cancer du sein chez la femme (RR = 1,20; IC à 95 % : 0,82 à 1,77) entre les résidents de Pickering et ceux de North Oshawa. Par contre, on a noté une réduction significative de 20 % du risque de cancer du poumon chez l'homme pour chaque augmentation de 10 000 \$ du revenu des ménages, indépendamment du

revenu moyen des ménages du voisinage. Pour ce qui est de la variable de la fragilité dans ces modèles, on a relevé des grappes non significatives de risque de cancer au niveau des secteurs de recensement. On n'a pas établi d'interactions significatives.

Dans les modèles de Cox limités aux résidents de Pickering n'ayant pas déménagé, le tritium n'avait pas d'effet significatif sur le risque de cancer du poumon chez l'homme ou chez la femme, ni sur le risque de cancer du sein chez la femme (les auteurs fourniront les résultats sur demande). Le revenu moyen des ménages, la fragilité et les interactions n'étaient significatifs dans aucun des modèles.

## Analyse

L'analyse des années-personnes de cette cohorte rétrospective n'a pas généré suffisamment de données probantes pour conclure à une hausse significative du risque de cancer à Pickering, en Ontario. Chez l'ensemble des résidents de Pickering, chez les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé et chez les résidents de North Oshawa, le nombre de cas observés pour 19 des 33 catégories de cancers était même significativement inférieur au nombre prévu. Seuls les cas de cancer chez les enfants de sexe féminin (tous types confondus, pour les sujets de 6 à 19 ans) faisaient exception, car ils étaient significativement plus nombreux à

Pickering que prévu. Il faut toutefois interpréter ce résultat avec prudence, pour plusieurs raisons. D'abord, les risques de cancer radio-induit chez les enfants sont semblables quel que soit le sexe des enfants et pourtant, le risque de cancer n'avait pas augmenté chez les garçons. Deuxièmement, la petite valeur prévue de 6 suggère que ce résultat pourrait relever du hasard. Troisièmement, dans cette analyse, nous avons vérifié simultanément 33 hypothèses; dans ces conditions, il existe une importante probabilité statistique que l'un des tests donne un résultat significativement plus élevé que prévu, simplement en raison du hasard. Selon nous, c'est cette question de comparaisons multiples qui constitue l'explication la plus plausible du risque accru de cancer chez les enfants de sexe féminin. Nous avons aussi examiné le nombre de cas observés pour les sièges de cancer pris individuellement dans ce groupe d'âge, sans relever de risque accru pour aucun d'entre eux. De surcroît, le siège de cancer affichant le taux le plus élevé n'est aucunement associé au rayonnement ionisant. Notons également que les études menées en Allemagne<sup>10,11</sup> ont révélé un risque accru de leucémie infantile dans le groupe des sujets de moins de cinq ans, soit un groupe d'âge plus jeune que celui de la présente étude.

Les modèles de Cox n'ont pas permis d'établir une association statistiquement significative entre les émissions de tritium

**TABEAU 3**  
Modèles de Cox appliqués aux résidents de Pickering versus North Oshawa pour le cancer du poumon chez la femme et chez l'homme, et le cancer du sein chez la femme

Variable	Rapport de risque (IC à 95 %)		
	Cancer du poumon chez la femme (n = 39 521)	Cancer du poumon chez l'homme (n = 39 562)	Cancer du sein chez la femme (n = 39 521)
Pickering (vs North Oshawa)	2,34 (1,23 à 4,46)	0,93 (0,53 à 1,66)	1,20 (0,82 à 1,77)
Tritium, Bq/m <sup>3</sup>			
< 2,9 <sup>a</sup>	0,56 (0,21 à 1,48)	1,60 (0,69 à 3,71)	0,71 (0,40 à 1,26)
≥ 2,9 <sup>a</sup>	1,00 (0,39 à 2,55)	0,84 (0,40 à 1,75)	1,52 (0,92 à 2,50)
Revenu, \$			
< 64 725 <sup>b</sup>	0,67 (0,55 à 0,82)	0,81 (0,68 à 0,95)	1,15 (0,99 à 1,34)
≥ 64 725 <sup>b</sup>	0,95 (0,80 à 1,14)	0,82 (0,71 à 0,95)	1,01 (0,92 à 1,12)
Fragilité (secteur de recensement)	n.s.	n.s.	n.s.

Abbréviations : IC, intervalle de confiance; n.s., non significatif.

<sup>a</sup> Point de retournement à la concentration moyenne de tritium. Interpréter les résultats par paliers d'augmentation d'une unité de tritium.

<sup>b</sup> On a appliqué une transformation racine carrée, standardisé le revenu et établi le point de retournement à la valeur correspondant au revenu moyen des résidents de Pickering. Interpréter les résultats par palier d'augmentation de 10 000 \$ du revenu moyen.



provenant de la centrale nucléaire de Pickering et le risque de cancer.

Par contre, ces modèles ont révélé que le risque de cancer du poumon chez la femme est plus de deux fois supérieur chez les résidentes de Pickering que chez celles de North Oshawa; cependant, les estimations de l'exposition au tritium ne contribuent pas de façon significative à ce risque. On estime que plus de 85 % des cas de cancer du poumon au Canada sont dus au tabagisme<sup>47</sup> — 32 % des Canadiennes étaient des fumeuses quotidiennes en 1981, selon les données existantes<sup>48</sup> — et nous ne disposions pas de renseignements sur les estimations du tabagisme à l'échelle des individus ou de régions restreintes qui nous auraient permis de faire les ajustements correspondants dans nos analyses. Dans les modèles de Cox, nous avons effectué des ajustements pour le tabagisme en nous servant du revenu moyen des ménages comme variable de substitution, mais cette correction pourrait ne pas avoir été suffisante. Il se pourrait qu'il y ait eu des écarts importants dans la prévalence du tabagisme, ainsi que des variables confusionnelles et des effets de période ou de cohorte, entre les résidents de Pickering et ceux de North Oshawa dans les années 1970 et 1980, que nous n'avons pas pu estimer ni corriger et qui pourraient expliquer la différence observée en matière de risque de cancer du poumon chez la femme.

L'utilisation d'un groupe de résidents de Pickering n'ayant pas déménagé dans un modèle de Cox distinct a été le meilleur moyen de tenir compte de la migration potentielle des membres de la cohorte et de l'effet de ce phénomène sur les estimations de l'exposition au tritium. Toutefois, la puissance de ces études ne permettait de détecter que de très grandes différences de risque, auxquelles on ne s'attendrait pas dans le cas des faibles niveaux d'exposition au tritium.

Le nombre d'études portant sur les risques de cancer liés aux réacteurs CANDU et autres REL est limité. Dans des études transversales, McLaughlin et collab.<sup>49</sup> et Clarke et collab.<sup>50,51</sup> ont examiné le risque de leucémie infantile dans les environs de

la centrale nucléaire de Pickering et d'une centrale nucléaire du comté de Bruce (également en Ontario). Ils ont observé une augmentation non significative du risque chez les enfants nés dans un rayon de 25 km et chez les enfants de femmes qui vivaient dans un rayon de 25 km de l'une ou de l'autre de ces centrales<sup>49, 51</sup>. En 2007, le Service de santé de la région de Durham a publié un rapport de surveillance sur l'incidence du cancer à Ajax-Pickering (Ajax est une municipalité limitrophe de Pickering) par rapport à l'incidence dans deux régions voisines n'hébergeant pas de centrale nucléaire, au cours de deux périodes de temps<sup>52</sup>. Les auteurs du rapport concluent que les risques de cancer du sein chez la femme, de leucémie, de cancer du poumon et de la thyroïde, et de cancer chez l'enfant n'étaient pas systématiquement plus élevés à Ajax-Pickering que dans les régions de référence<sup>52</sup>. Les résultats de notre étude de cohorte concordent avec ces constatations.

En ce qui concerne les études des risques professionnels en lien avec les réacteurs nucléaires CANDU, Zablotzka et collab.<sup>53</sup> ont mis en lumière un excès significatif de risques relatifs (mais avec de larges intervalles de confiance) pour la leucémie et pour toutes les tumeurs solides combinées. Néanmoins, selon les auteurs, il se pourrait que ces résultats soient dus au hasard. Les données ont soulevé des inquiétudes et suscité une nouvelle analyse<sup>54</sup> qui n'a pas observé, cette fois, d'augmentation du risque de cancer. McLaughlin et collab.<sup>55</sup> ont constaté que la leucémie infantile n'était pas associée à l'exposition au rayonnement du père dans le cadre du travail. Aucune des études ne disposait de variables confusionnelles potentiellement importantes qui auraient pu être utilisées pour effectuer des ajustements.

#### Points forts

Nous avons conçu une cohorte qui nous a permis de tenir compte de façon explicite de la longue période de latence du cancer; en effet, nous avons pu suivre les membres de la cohorte sur une période suffisamment longue (environ 20 ans) pour que la plupart des cancers aient le temps de se développer.

Nous avons pu effectuer des ajustements en fonction du revenu dans nos modèles de Cox, ce que les études susmentionnées<sup>49, 51</sup> n'avaient pas fait. Nous avons également été en mesure de repérer les résidents de Pickering n'ayant pas déménagé, afin de constituer une sous-population distincte dont l'exposition au tritium avait probablement été plus stable.

Notre étude semble être la seule étude épidémiologique en population, portant sur les risques liés à tout type de centrale nucléaire, à utiliser les estimations officielles des concentrations de tritium dans l'environnement — un important point fort. Toutes les études antérieures menées près des réacteurs CANDU reposaient sur l'hypothèse d'une exposition au tritium uniquement due à la proximité.

Comme nous ne disposions pas de données mieux alignées, nous avons dû composer parfois avec un mauvais alignement des dates pour les sources de données employées dans nos estimations de l'exposition au tritium. Toutefois, la validité de ces estimations de l'exposition au tritium n'est pas vraiment compromise. Les données météorologiques à long terme sont relativement constantes sur de nombreuses années; par conséquent, le gradient d'exposition estimée devrait être semblable sur une longue période, aussi bien avant qu'après la période de production des données (1996-2000). En ce qui concerne les émissions de tritium et les caractéristiques des installations qui ont servi à cette étude (1994-1998), les données historiques indiquent que la quantité d'émissions annuelles de tritium a été relativement constante depuis le milieu des années 1970<sup>5,56</sup>.

On note des différences marquées entre les données météorologiques relevées sur les lieux, à la centrale nucléaire de Pickering, et celles de l'aéroport international Pearson de Toronto. Toutefois, lorsqu'on compare les estimations des modèles de prévision provenant des données météorologiques de l'une ou l'autre région avec les concentrations de tritium établies par un certain nombre d'appareils de mesure sur les lieux, on constate que les estimations des modèles de prévision se ressemblaient passablement et qu'elles dépassaient les

concentrations observées par les appareils de mesure sur les lieux<sup>57</sup>.

### Limites

Nous sommes raisonnablement confiants que nos estimations de l'exposition au tritium sont adaptées, étant donné que les estimations issues des modèles de prévision coïncident étroitement avec les données des appareils de mesure sur les lieux. Toutefois, nous sommes moins sûrs que ces estimations écologiques représentent la véritable dose pour les membres de la cohorte, car nous n'avons pas été en mesure de reconstituer les profils d'activité personnels ni de prendre en compte d'autres sources de rayonnement. Nous aurions pu poser des hypothèses pour reconstituer la dose; cependant, une telle démarche n'aurait pas ajouté beaucoup de valeur à ces analyses, étant donné que les hypothèses auraient été appliquées de façon uniforme à tous les membres de la cohorte et n'auraient pas modifié la distribution de l'exposition au sein de la cohorte.

Cette incapacité à attribuer des valeurs d'exposition individuelle précises peut entraîner des erreurs de mesure<sup>58</sup>. Étant donné l'étendue des IC caractérisant les estimations du risque lié au tritium et la grande taille des échantillons utilisés pour les analyses de la cohorte de Pickering par rapport à celle de North Oshawa, une classification potentiellement erronée du tritium ne changerait vraisemblablement pas les interprétations de la contribution du tritium au risque de cancer.

La perte de sujets lors du suivi peut entraîner un biais des résultats. La perte potentielle de sujets lors du suivi en raison d'un changement de nom a été réduite au minimum, car d'autres noms étaient disponibles dans le RICCO. Deux analystes du couplage des dossiers, qui ont examiné indépendamment les appariements incertains, sont parvenus à une concordance de 88 %. Il se peut également que la perte lors du suivi soit due à l'émigration des sujets à l'extérieur de l'Ontario. Tant que les membres de la cohorte demeuraient en Ontario, on pouvait être raisonnablement assuré que les données sur le cancer et les décès étaient bien saisies dans les coupages probabilistes. Malheureusement, il

n'existe pas d'estimation de l'émigration depuis la région à l'étude, et le biais causé par la migration n'est pas bien établi<sup>59</sup>.

### Études à venir

Les chercheurs qui se pencheront à l'avenir sur les cas de cancers rares pourraient trouver utile d'avoir à leur disposition une vaste cohorte rétrospective. En outre, il pourrait être avantageux, au moment d'établir les estimations des doses personnelles, de connaître les autres sources d'exposition au rayonnement, les lieux habités antérieurement par les sujets et les profils d'activité.

### Conclusion

Nous n'avons pas noté de risque accru associé à l'exposition au tritium provenant de la centrale nucléaire de Pickering. Il est primordial d'améliorer la validité des estimations de l'exposition individuelle au tritium pour atténuer les craintes du public. Le recours à une cohorte rétrospective et le fait que nous disposions, pour notre étude, d'une période de suivi suffisante, d'un vaste échantillon et d'une estimation des doses de tritium représente d'importantes améliorations sur le plan méthodologique. Cette étude nous permet de mieux comprendre les risques de cancer dans les cas d'exposition à de faibles doses de tritium.

### Remerciements

Nous tenons à remercier de leur précieuse aide le Service de planification de la région de Durham ainsi que Lars Jarup, Linda Beale, Juanjo Abellan et Mattias Andersson, tous anciennement employés à la Small Area Health Statistics Unit, de l'Imperial College London; Doug Chambers, Ron Stager et Zivorad Radonjic de SENES Consulting (Richmond Hill, en Ontario); et Action Cancer Ontario et l'Environmental Public Health Tracking Branch des Centers for Disease Control and Prevention des É.-U. Nous remercions tout spécialement Karen Hoffman, d'Action Cancer Ontario, pour son aide dans le couplage des dossiers.

**Soutien financier :** Nous avons reçu une aide financière de GeoConnections, un programme national chapeauté

par Ressources naturelles Canada. GeoConnections travaille à l'amélioration de l'infrastructure canadienne de données géospatiales, une ressource en ligne qui permet aux décideurs d'avoir accès à des données géographiques, de les combiner et de les appliquer de manière à mieux comprendre les enjeux sociaux, environnementaux et économiques.

**Conflit d'intérêts :** Aucun.

### Références

1. Innovative Research Group, Inc. 2012 public opinion research - national nuclear attitude survey [Internet]. Ottawa (ON): Canadian Nuclear Association; 2012 [consultation le 19 juillet 2012]. PDF [991 Ko] téléchargeable à partir du lien : <http://www.cna.ca/wp-content/uploads/2012NuclearAttitudeReport.pdf>
2. Wakeford R. The cancer epidemiology of radiation. *Oncogene*. 2004;23(38):6404-28.
3. Commission canadienne de sûreté nucléaire. Tritium : Effets sur la santé, dosimétrie et radioprotection : Volet du projet d'études sur le tritium [Internet]. Ottawa (Ont.), CCSN; 2010 [consultation le 26 octobre 2011]. PDF [16,2 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.nuclearsafety.gc.ca/pubs\\_catalogue/uploads\\_fre/CNSC\\_Health\\_Effects\\_Fre-web.pdf](http://www.nuclearsafety.gc.ca/pubs_catalogue/uploads_fre/CNSC_Health_Effects_Fre-web.pdf)
4. Report of the Committee Examining Radiation Risks of Internal Emitters (CERRIE) [Internet]. London (UK): CERRIE; 2004 [consultation le 30 janvier 2013]. PDF [1,9 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.rachel.org/lib/cerrie\\_report\\_041015.pdf](http://www.rachel.org/lib/cerrie_report_041015.pdf)
5. Little MP, Wakeford R. Systematic review of epidemiological studies of exposure to tritium. *J Radiol Prot*. 2008;28:9.
6. Health Protection Agency. Review of risks from tritium: report of the independent Advisory Group on Ionising Radiation [Internet]. London (UK): HPA Radiation Protection Division; 2007 [consultation le 23 janvier 2013]. PDF [758 Ko] téléchargeable à partir du lien : [http://www.hpa.org.uk/webc/HPAwebFile/HPAweb\\_C/1197382221858](http://www.hpa.org.uk/webc/HPAwebFile/HPAweb_C/1197382221858)

7. Laurier D, Bard D. Epidemiologic studies of leukemia among persons under 25 years of age living near nuclear sites. *Epidemiol Rev.* 1999;21(2):188-206.
8. Laurier D, Grosche B, Hall P. Risk of childhood leukaemia in the vicinity of nuclear installations—findings and recent controversies. *Acta Oncol.* 2002;41(1):14-24.
9. Laurier D, Jacob S, Bernier M, et collab. Epidemiological studies of leukaemia in children and young adults around nuclear facilities: a critical review. *Radiat Prot Dosimetry.* 2008;132(2):182-90.
10. Kaatsch P, Spix C, Schulze-Rath R, Schmiedel S, Blettner M. Leukaemia in young children living in the vicinity of German nuclear power plants. *Int J Cancer.* 2008 Feb 15; 122(4) : 721-6.
11. Spix C, Schmiedel S, Kaatsch P, Schulze-Rath R, Blettner M. Case-control study on childhood cancer in the vicinity of nuclear power plants in Germany 1980-2003. *Eur J Cancer.* 2008 Jan;44(2):275-84.
12. Commission on Radiological Protection (SSK). Assessment of the epidemiological study on childhood cancer in the vicinity of nuclear power plants (KIKK Study) [Internet]. Bonn (DE): Strahlenschutzkommission; 2008 Sep [consultation le 28 janvier 2013]. PDF [916 Ko] téléchargeable à partir du lien : [http://www.ssk.de/SharedDocs/Beratungsergebnisse\\_PDF/2008/Kikk\\_Studie\\_e.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.ssk.de/SharedDocs/Beratungsergebnisse_PDF/2008/Kikk_Studie_e.pdf?__blob=publicationFile)
13. Laurier D, Hémon D, Clavel J. Childhood leukaemia incidence below the age of 5 years near French nuclear power plants. *J Radiol Prot.* 2008 Sep;28(3):401-3.
14. Sermage-Faure C, Laurier D, Goujon-Bellec S, et collab. Childhood leukemia around French nuclear power plants—the Geocap study, 2002-2007. *Int J Cancer.* 2012 Sep 1; 131(5) : 769-80.
15. Bithell JF, Keegan TJ, Kroll ME, Murphy MF, Vincent TJ. Childhood leukaemia near British nuclear installations: methodological issues and recent results. *Radiat Prot Dosimetry.* 2008;132(2):191-7.
16. Heinavaara S, Toikkanen S, Pasanen K, Verkasalo PK, Kurtio P, Auvinen A. Cancer incidence in the vicinity of Finnish nuclear power plants: an emphasis on childhood leukemia. *Cancer Causes Control.* 2010; 21(4):587-95.
17. Gouvernement du Canada. Statistique Canada : Profils des communautés de 2006 [Internet]. 2007 [consultation le 28 janvier 2013]. Consultable en ligne à la page : <http://www12.statcan.gc.ca/census-recensement/2006/dp-pd/prof/92-591/details/Page.cfm?Lang=F&Geo1=CSD&Code1=3518001&Geo2=PR&Code2=35&Data=Count&SearchText=pickering&SearchType=Begin&SearchPR=01&B1=All&Custom=>
18. International Atomic Energy Agency. Heavy water reactors: status and projected development [Internet]. Vienna (AT): International Atomic Energy Agency; 2002 Apr [consultation le 28 janvier 2013]. Technical reports series no. 407. PDF [4 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/TRS407\\_scr/D407\\_scr1.pdf](http://www-pub.iaea.org/MTCD/publications/PDF/TRS407_scr/D407_scr1.pdf)
19. United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation. Sources and effects of ionizing radiation. UNSCEAR 2008 report to the General Assembly with Scientific Annexes. Volume 1 [Internet]. New York (NY): United Nations; 2010 [consultation le 28 janvier 2013]. PDF [12,2 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.unscear.org/docs/reports/2008/09-86753\\_Report\\_2008\\_Annex\\_B.pdf](http://www.unscear.org/docs/reports/2008/09-86753_Report_2008_Annex_B.pdf)
20. Commission canadienne de sûreté nucléaire. Étude sur le devenir environnemental du tritium dans l'atmosphère : Volet du projet d'études sur le tritium [Internet]. Ottawa (Ont.), CCSN; 2010 [consultation le 19 juillet 2012]. PDF [23,3 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.nuclearsafety.gc.ca/pubs\\_catalogue/uploads\\_fre/Investigation\\_of\\_Environmental\\_Fate\\_of\\_Tritium\\_in\\_the\\_Atmosphere\\_INFO-0792\\_f.pdf](http://www.nuclearsafety.gc.ca/pubs_catalogue/uploads_fre/Investigation_of_Environmental_Fate_of_Tritium_in_the_Atmosphere_INFO-0792_f.pdf)
21. Ontario Power Generation. 2006 results of radiological environmental monitoring programs [Internet]. Toronto (ON): Ontario Power Generation; 2006 [consultation le 28 janvier 2013]. PDF [6,9 Mo] téléchargeable à partir du lien : <http://www.opg.com/pdf/Nuclear%20Reports%20and%20Publications/2006%20Radiological%20Environmental%20Monitoring%20Program%20%28REMP%29%20Report.pdf>
22. Ontario Power Generation. 2011 results of radiological environmental monitoring programs [Internet]. Toronto (ON): Ontario Power Generation; 2012 [consultation le 28 janvier 2013]. PDF [9,2 Mo] téléchargeable à partir du lien : <http://www.opg.com/pdf/Nuclear%20Reports%20and%20Publications/2011%20Radiological%20Environmental%20Monitoring%20Program%20%28REMP%29%20Report.pdf>
23. Holowaty EJ, Chong N. The Ontario cancer registry: a registry with almost complete automated data collection. In: Black RJ, Simonato L, Storm H, editors. Automated data collection in cancer registry. IARC technical reports, No. 32. Lyon (FR): IARC Press; 1998:18(32).
24. Jaro M. Probabilistic linkage of large public health data files. *Stat Med.* 1995;14:491-8.
25. Brenner DJ, Doll R, Goodhead DT, et collab. Cancer risks attributable to low doses of ionizing radiation: Assessing what we really know. *Proc Natl Acad Sci U.S.A.* 2003;100(24):13761-6.
26. Health Analytics Branch. Health analyst's toolkit [Internet]. Toronto (ON): Ontario Ministry of Health and Long-Term Care; 2012 [consultation le 10 janvier 2013]. PDF [1,4 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.health.gov.on.ca/english/providers/pub/healthanalytics/health\\_toolkit/health\\_toolkit.pdf](http://www.health.gov.on.ca/english/providers/pub/healthanalytics/health_toolkit/health_toolkit.pdf)
27. AERMOD Implementation Workgroup. AERMOD implementation guide [Internet]. Atlanta (GA): U.S. Environmental Protection Agency. 2009 Mar [consultation le 28 janvier 2013]. PDF [189 Ko] téléchargeable à partir du lien : [http://www.epa.gov/scram001/7thconf/aermod/aermod\\_implmnt\\_guide\\_19March2009.pdf](http://www.epa.gov/scram001/7thconf/aermod/aermod_implmnt_guide_19March2009.pdf)
28. Schaap MM, Kunst AE. Monitoring of socioeconomic inequalities in smoking: learning from the experiences of recent scientific studies. *Public Health.* 2009;123(2):103-9.
29. Statistics Canada. Census of Canada, 1991: profile of enumeration area - part B (B9105) [Internet]. Ottawa (ON): Statistics Canada; [consultation le 11 octobre 2011]. Consultable en ligne à la page : <http://prod.library.utoronto.ca:8090/datalib/codebooks/c/cc91/profilea/b9105.reclay>

30. Szklo M, Nieto J. *Epidemiology: beyond the basics*. 2nd ed. Burlington (MA): Jones and Bartlett Publishers; 2006.
31. Carstensen B. Lexis: a SAS-macro for splitting follow-up time [Internet]. Copenhagen (DK): University of Copenhagen; 1999 [consultation le 18 octobre 2011]. Consultable en ligne à la page : <http://bendixcarstensen.com/Lexis/Lexis.sas>
32. Cancer Care Ontario (Ontario Cancer Registry). SEER\*Stat Release - OCRIS.
33. Breslow NE, Day NE, editors. *Statistical methods in cancer research: volume II: the design and analysis of cohort studies*. IARC Scientific Publications No. 82. Lyon (FR): IARC; 1994.
34. Fleiss JL, Levin B, Paik MC, Fleiss J. *Statistical methods for rates and proportions*. 3rd ed. Hoboken (NJ): Wiley-Interscience; 2003.
35. Cox D. Regression models and life-tables. *J R Stat Soc Ser B Stat Methodol*. 1972; 34(2):187-220.
36. Allison PD. *Survival analysis using SAS: a practical guide*. Cary (NC): SAS Publishing; 1995.
37. Brown P, Jiang H. Simulation-based power calculations for large cohort studies. *Biom J*. 2010;52(5):604-15.
38. Thiebaut AC, Benichou J. Choice of time-scale in Cox's model analysis of epidemiologic cohort data: a simulation study. *Stat Med*. 2004;23:3803-20.
39. Commenges D, Letenneur L, Joly P, Alioum A, Dartigues JF. Modelling age-specific risk: application to dementia. *Stat Med*. 1998;17(17):1973-88.
40. Kom EL, Graubard BI, Midthune D. Time-to-event analysis of longitudinal follow-up of a survey: choice of the time-scale. *Am J Epidemiol*. 1997;145(1):72-80.
41. Canchola AJ, Stewart SL, Bernstein L, et collab. Cox regression using different time-scales [Internet]. Western Users of SAS Software, 2008 Conference; [consultation le 31 octobre 2011]. PDF [64 Ko] téléchargeable à partir du lien : [http://www.lexjansen.com/wuss/2003/DataAnalysis/i-cox\\_time\\_scales.pdf](http://www.lexjansen.com/wuss/2003/DataAnalysis/i-cox_time_scales.pdf)
42. Vittinghoff E, Glidden DV, Shiboski SC, McCulloch CE. *Regression methods in biostatistics: linear, logistic, survival, and repeated measures models*. New York (NY): Springer; 2005.
43. Hosmer DW Jr, Lemeshow S, May S. *Applied survival analysis: regression modeling of time to event data*. 2nd ed. Hoboken (NJ): Wiley-Interscience; 2008.
44. Banerjee S, Wall MM, Carlin BP. Frailty modeling for spatially correlated survival data, with application to infant mortality in Minnesota. *Biostatistics*. 2003 Jan;4(1):123-42.
45. Age-dependent dose to members of the public from intake of radionuclides: Part 5. Compilation of ingestion and inhalation dose coefficients. *Ann ICRP*. 1996 Jan; 26(1):1-91.
46. Gilbert ES. Ionising radiation and cancer risks: what have we learned from epidemiology? *Int J Radiat Biol*. 2009;85(6): 467-82.
47. Société canadienne du cancer. Tabagisme et cancer [Internet]. Toronto (Ont.), Société canadienne du cancer; 2013 [consultation le 24 mai 2013]. Consultable en ligne à la page : <http://www.cancer.ca/fr-ca/prevention-and-screening/live-well/smoking-and-tobacco/region-on>
48. Stephens T. A critical review of Canadian survey data on tobacco use, attitudes and knowledge [Internet]. Ottawa (ON): Tobacco Programs Unit, Health Promotion Directorate, Health and Welfare Canada; 1988 Apr [consultation le 19 juillet 2012]. Consultable en ligne à la page : [http://tobaccodocuments.org/nysa\\_ti\\_s2/T114132323.html](http://tobaccodocuments.org/nysa_ti_s2/T114132323.html)
49. McLaughlin JR, Clarke EA, Nishri ED, Anderson TW. Childhood leukemia in the vicinity of Canadian nuclear facilities. *Cancer Causes Control*. 1993;4(1):51-8.
50. Clarke EA, McLaughlin J, Anderson TW. Childhood leukemia around Canadian nuclear facilities - phase I: final report [Internet]. Ottawa (ON): Atomic Energy Control Board; 1989 May [consultation le 19 juillet 2012]. PDF [3 Mo] téléchargeable à partir du lien : <http://www.nuclearsafety.gc.ca/eng/about/past/timeline-dev/resources/documents/infhistorical/info-0300-1.pdf>
51. Clarke EA, McLaughlin J, Anderson TW. Childhood leukemia around Canadian nuclear facilities - phase II: final report [Internet]. Ottawa (ON): Atomic Energy Control Board; 1991 Jun [consultation le 19 juillet 2012]. PDF [1,7 Mo] téléchargeable à partir du lien : <http://www.nuclearsafety.gc.ca/eng/about/past/timeline-dev/resources/documents/infhistorical/info-0300-2.pdf>
52. Durham Region Health Department. Radiation and health in Durham region [Internet]. Whitby (ON): Durham Region Health Department; 2007 [consultation le 27 juin 2012]. PDF [2,2 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.durham.ca/departments/health/health\\_statistics/radiationHealthReport2007.pdf](http://www.durham.ca/departments/health/health_statistics/radiationHealthReport2007.pdf)
53. Zablotska LB, Ashmore JP, Howe GR. Analysis of mortality among Canadian nuclear power industry workers after chronic low-dose exposure to ionizing radiation. *Radiat Res*. 2004;161(6):633-41.
54. Commission canadienne de sûreté nucléaire. Analyse du risque lié au rayonnement chez les travailleurs canadiens du secteur nucléaire : Une nouvelle analyse de la mortalité attribuable au cancer chez les travailleurs canadiens du secteur nucléaire (1957-1994) Rapport sommaire INFO-0811 [Internet]. Ottawa (Ont.), CCSN; juin 2011 [consultation le 30 janvier 2013]. PDF [1,3 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://nuclearsafety.gc.ca/pubs\\_catalogue/uploads\\_fre/INFO-0811-Verifying-Canadian-Nuclear-Energy-Worker-Radiation-Risk-A-Reanalysis-of-Cancer-Mortality-in-Canadian-Nuclear-Energy-Workers-1957-1994\\_f.pdf](http://nuclearsafety.gc.ca/pubs_catalogue/uploads_fre/INFO-0811-Verifying-Canadian-Nuclear-Energy-Worker-Radiation-Risk-A-Reanalysis-of-Cancer-Mortality-in-Canadian-Nuclear-Energy-Workers-1957-1994_f.pdf)
55. McLaughlin JR, King WD, Anderson TW, Clarke EA, Ashmore JP. Paternal radiation exposure and leukaemia in offspring: the Ontario case-control study. *BMJ*. 1993; 307(6910):959-66.
56. United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation. UNSCEAR 1988 Report Sources, Effects and Risks of Ionizing Radiation - Annex B: Exposures from nuclear power production [Internet]. New York: United Nations; 1988 [consultation le 19 juillet 2012]. PDF [2 Mo] téléchargeable à partir du lien : [http://www.unscear.org/docs/reports/1988/1988e-f\\_unscear.pdf](http://www.unscear.org/docs/reports/1988/1988e-f_unscear.pdf)



- 
57. SENES Consultants Limited. Air dispersion modeling in support of the Ontario Health and Environment Integrated Surveillance (OHEIS) project. Richmond Hill (ON): SENES Consulting; 2009.
  58. Nuckols JR, Ward MH, Jarup L. Using geographic information systems for exposure assessment in environmental epidemiology studies. *Environ Health Perspect.* 2004;112:1007-15.
  59. Hatch M, Thomas D. Measurement issues in environmental epidemiology. *Environ Health Perspect.* 1993;101(Suppl 4):49-57.

# Étude sur les systèmes d'échange des connaissances pour la santé des jeunes et la prévention des maladies chroniques : étude de cas menée dans trois provinces

D. Murnaghan, Ph. D. (1); W. Morrison, Ph. D. (2); E. J. Griffith, Ph. D. (3, 4); B. L. Bell, Ph. D. (1); L. A. Duffley, B. Sc. (2); K. McGarry, M. Sc. (3); S. Manske, Ph. D. (5)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** Les équipes de recherche ont adopté un modèle d'étude de cas utilisant un cadre d'analyse commun dans le but d'étudier trois systèmes provinciaux (Île-du-Prince-Édouard, Nouveau-Brunswick et Manitoba) d'échange des connaissances. Ces trois systèmes visent à générer et utiliser des données probantes lors de l'élaboration des politiques, de la planification des programmes et des évaluations afin d'améliorer la santé des jeunes et de prévenir les maladies chroniques.

**Méthodologie :** Nous avons appliqué un modèle d'étude de cas pour examiner en profondeur les leçons apprises (c.-à-d. les principales conditions ou les principaux processus contribuant au développement de la capacité d'échange des connaissances) à l'aide d'une méthode de collecte de données multiples. Les activités de gestion, de synthèse et d'analyse des données ont été simultanées, itératives et continues. Les leçons apprises ont été classées en sept catégories.

**Résultats :** L'échange des connaissances est un processus complexe, qui exige des champions et des partenariats de collaboration, une adaptation aux divers intervenants et qui exige aussi que les régions soient préparées.

**Analyse :** Dans l'ensemble, les systèmes d'échange des connaissances peuvent accroître la capacité d'échange et d'utilisation des données probantes en allant au-delà de la collecte et de la transmission de données. Leurs aires d'influence sont l'établissement de nouveaux partenariats, des activités élargies d'échange des connaissances et le perfectionnement des approches axées sur les politiques et les pratiques liées à la santé des jeunes et à la prévention des maladies chroniques.

**Mots-clés :** échange des connaissances, santé des jeunes, prévention des maladies chroniques, utilisation des connaissances, données probantes à l'action, surveillance, partenariat

## Introduction

Le fardeau des maladies chroniques est à la hausse à l'échelle mondiale, et 89 % des décès au Canada<sup>1</sup> leur sont attribuables.

Les jeunes Canadiens sont susceptibles de développer des maladies chroniques en raison de leurs taux élevés de comportements néfastes modifiables liés à la santé, tels que la sédentarité<sup>2,3</sup>, une mauvaise

alimentation<sup>4</sup> et le tabagisme<sup>5</sup> et, par conséquent, pourraient avoir une espérance de vie plus courte que celle de leurs parents<sup>4</sup>. La réduction du risque la plus marquée pourrait être obtenue grâce à une intervention opportune tôt dans la vie<sup>6</sup>.

Cette croissance des taux de maladies chroniques nous incite à générer rapidement des données probantes pertinentes pour contribuer aux politiques et aux programmes liés à la santé des jeunes et pour les orienter. La planification fondée sur des données probantes améliore les programmes de prévention<sup>7,8</sup> en favorisant le ciblage et l'évaluation des programmes et des politiques ainsi que l'établissement des priorités<sup>9</sup>. Par conséquent, des données contextuelles et pertinentes à l'échelle locale sur les facteurs de risque modifiables sont en demande.

Diverses expressions, notamment « échange des connaissances », « application des connaissances » et « développement des connaissances », font référence au processus qui consiste à réaliser une recherche dans le but d'appliquer efficacement les données qui en résultent. Selon la Fondation canadienne de la recherche sur les services de santé, l'échange des connaissances (EC) favorise l'interaction bidirectionnelle entre des groupes ayant des cultures distinctes, afin que les connaissances créées soient utiles et pertinentes pour tous les intervenants<sup>10,11</sup>. Cette définition est en accord avec l'approche philo-

Rattachement des auteurs :

1. Faculté de soins infirmiers, Université de l'Île-du-Prince-Édouard, Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard), Canada

2. Faculté d'éducation, Université du Nouveau-Brunswick, Fredericton (Nouveau-Brunswick), Canada

3. Épidémiologie et registre sur le cancer, Action Cancer Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

4. Département des sciences de la santé communautaire, Faculté de médecine, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada

5. Propel Centre for Population Health Impact, Université de Waterloo, Waterloo (Ontario), Canada

**Correspondance :** Donna Murnaghan, Faculté de soins infirmiers, Université de l'Île-du-Prince-Édouard, 550, avenue University, Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard) C1A 4P3; tél. : 902 566-0749; téléc. : 902 566-0777; courriel : dmurnaghan@upei.ca

sophique et les interventions proposées dans le cadre de cette étude.

Plusieurs cadres d'EC cernent les principaux processus, personnes et contextes nécessaires au développement des connaissances et à la prise de décision. Jacobson et collab.<sup>12</sup> ont fourni un guide pratique visant à aider les chercheurs à recueillir l'information pertinente à propos des groupes cibles essentiels à l'EC. Les Instituts de recherche en santé du Canada définissent l'application des connaissances comme un processus dynamique et itératif qui englobe la synthèse, la diffusion, l'échange et l'application éthique des connaissances, ainsi que l'évaluation et la surveillance des activités de transfert des connaissances<sup>13</sup>. Un troisième cadre est le cadre de recherche de la transposition des connaissances à la pratique, qui est composé de deux cycles fluides, complexes et dynamiques : la création de connaissances et l'action<sup>14</sup>.

Bien que l'EC soit depuis longtemps reconnu comme essentiel à la transposition des connaissances à la pratique, la

recherche visant à contribuer et à soutenir ce type d'activité demeure lacunaire. Au Canada, les intervenants des secteurs des politiques, de la pratique et de la recherche provenant d'organisations provinciales et nationales liées à la promotion de la santé et aux maladies chroniques s'entendent sur l'importance de mieux connaître les processus d'EC et les exemples de pratiques fondées sur des données probantes en contexte local, régional et provincial. Ils reconnaissent également le besoin d'adopter la pensée systémique en santé publique comme un moyen de traiter des enjeux complexes liés à la santé publique<sup>14</sup>.

Trois provinces ont créé de façon indépendante, à partir de cadres existants, leurs propres systèmes provinciaux d'EC sur la santé des jeunes : le School Health Action, Planning, and Evaluation System - Prince Edward Island (SHAPES-PEI; <http://www.upei.ca/cshr/shapes>) à l'Île-du-Prince-Édouard; le Sondage sur le mieux-être auprès des élèves et l'Initiative sur l'échange des connaissances au Nouveau-Brunswick (SWS/KE; <http://www.unbf.ca/education/herg/sante/>

[index.php](http://index.php)) et le Risk Factor Surveillance System au Manitoba (MRFSS; <http://partners.healthincommon.ca>). Chaque province a établi un processus de transposition des connaissances à la pratique reconnaissant l'importance des données probantes dans l'élaboration des mesures et l'importance de la prise en compte des mesures dans le perfectionnement des données probantes (voir figures 1, 2 et 3). Quatre composantes de base de l'EC liées à la santé des jeunes ont été définies dans les trois cadres provinciaux d'EC :

- (1) Des systèmes de surveillance pour appuyer la planification et l'évaluation des politiques et des programmes à l'intention des enfants et des jeunes (c.-à-d. collecte de données locales, dont celles liées aux facteurs de risque);
- (2) La capacité de résumer les données pertinentes liées aux types d'interventions qui se sont avérées efficaces (c.-à-d. interprétation de données obtenues par l'entremise de la littérature, des évaluations de programme et du contexte local);

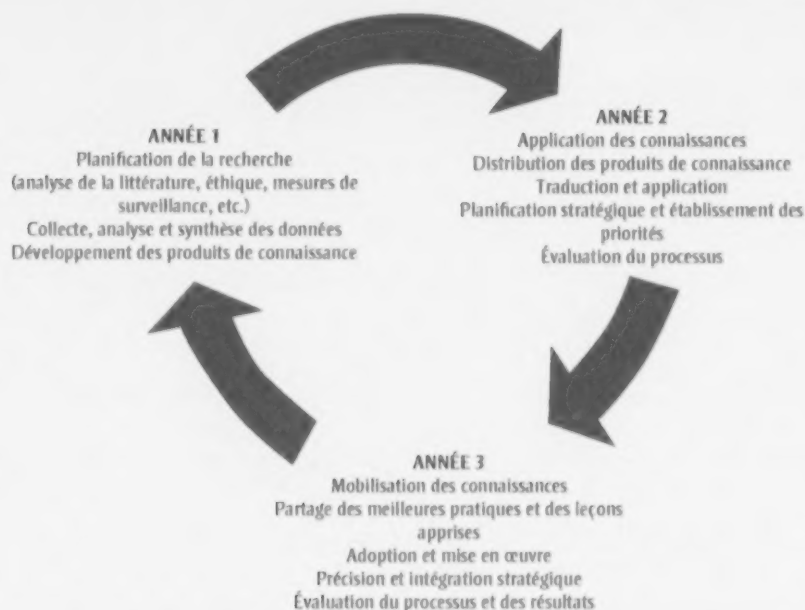
FIGURE 1  
SHAPES – Modèle d'échange et de développement des connaissances de l'Île-du-Prince-Édouard



Abréviation : SHAPES, Système d'intervention, de planification et d'évaluation de la santé dans les écoles - Île-du-Prince-Édouard.

Remarque : La Figure a été conçue par des partenaires de partout au Canada, notamment le Propel Centre for Population Health Impact (Université de Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada) et le Groupe de recherche en santé et en éducation (Université du Nouveau-Brunswick, Fredericton, Nouveau-Brunswick, Canada).

**FIGURE 2**  
Sondage sur le mieux-être des élèves et modèles d'échange des connaissances du Nouveau-Brunswick



Remarque : Élaboré par des partenaires de partout au Canada, notamment le Groupe de recherche en santé et en éducation (Université du Nouveau-Brunswick, Fredericton, Nouveau-Brunswick, Canada) et le Propel Centre for Population Health Impact (Université de Waterloo, Waterloo, Ontario, Canada).

- (3) La capacité de passer des données probantes à l'action (p. ex. utiliser les connaissances issues de l'interprétation des données pour mettre en œuvre de meilleures pratiques);
- (4) Les moyens de générer des données probantes à partir des actions entreprises (c.-à-d. utiliser et partager les meilleurs programmes, pratiques, politiques, interventions, expériences et évaluations).

Cet article vise à présenter les leçons que l'on peut tirer de ces trois études de cas provinciales sur les systèmes d'EC liés à la santé des jeunes et à la prévention des maladies chroniques.

### Méthodologie

Nous avons utilisé le modèle d'étude de cas Yin<sup>15</sup> pour explorer le phénomène de l'EC liées à la santé des jeunes à l'échelle de trois provinces : le Manitoba, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard. Le modèle d'étude de cas est utile pour répondre aux questions de types comment et pourquoi, tandis qu'on utilise

plutôt un modèle d'étude de cas multiples pour explorer les différences entre les cas et au sein des cas, et prévoir des résultats similaires ou des résultats contradictoires, mais pour des motifs prévisibles<sup>15</sup>. Dans le cadre de cette étude, nous avons utilisé une méthode de collecte de données multiples pour mieux comprendre l'EC portant sur le contexte de vie réel de la santé des jeunes<sup>15</sup>.

### Procédure

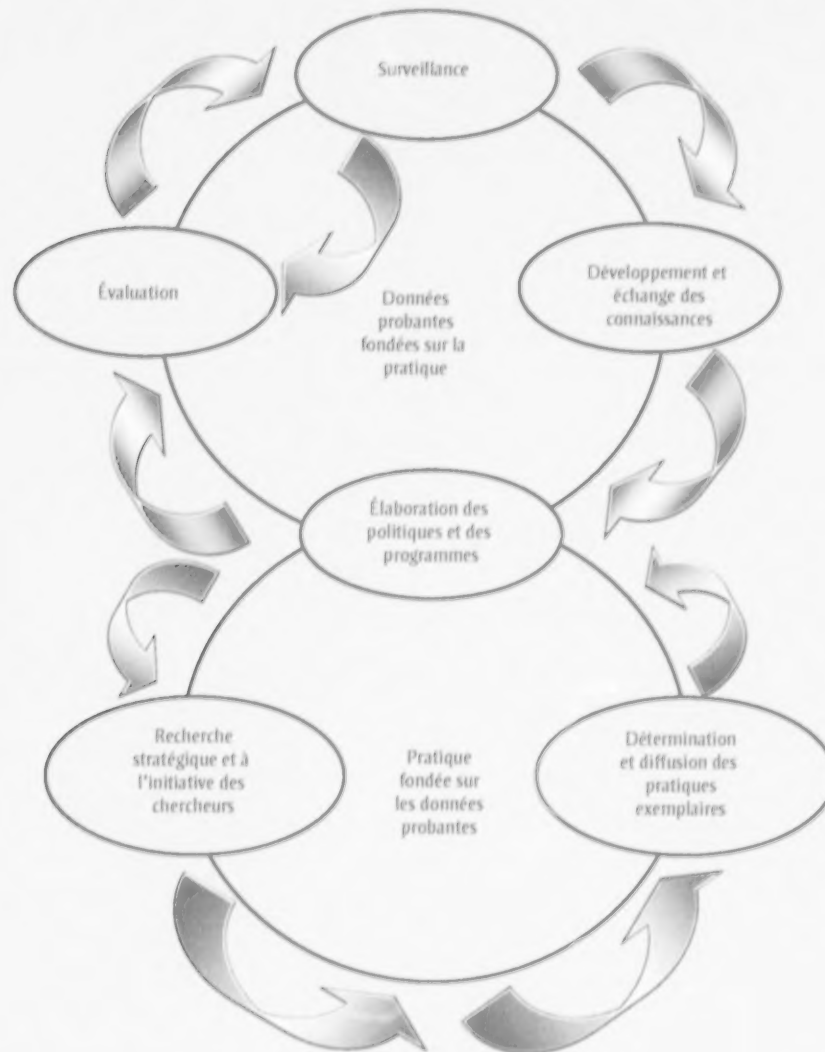
Les responsables de chaque étude de cas provinciale ont créé une équipe de recherche et un comité consultatif. De plus, les trois provinces ont créé une équipe de recherche multi-sites constituée des principaux chercheurs et du personnel de recherche de chaque province. Les protocoles d'étude ont servi à définir le but et l'orientation de la recherche, et chaque équipe provinciale a eu l'autonomie nécessaire pour explorer les cas à l'aide de la méthodologie la mieux adaptée à son contexte. Les équipes ont collaboré pour la mise au point des processus et des instruments de collecte de données. Les

nombreuses sources de données probantes (analyses de documents, entrevues, groupes de discussion et même sondage en ligne pour l'Île-du-Prince-Édouard) ont amélioré la fiabilité et la validité des résultats de l'étude de cas (voir tableau 1)<sup>15</sup>.

En collaboration avec les intervenants provinciaux et nationaux, les équipes de recherche ont élaboré des guides d'entrevue semi-dirigée (disponible sur demande). Les entrevues et les groupes de discussion ont été enregistrés puis transcrits et des notes d'observation sur le terrain ont aussi été rédigées après chaque entrevue<sup>16</sup>. Les entrevues ont duré entre 45 et 60 minutes. Répondre au sondage en ligne structuré de l'Île-du-Prince-Édouard nécessitait entre 10 et 15 minutes. Ce dernier visait à comprendre les points de vue d'un plus grand éventail de partenaires, d'utilisateurs finaux et d'intervenants. Les documents examinés portaient sur la planification et les ressources et incluaient procès-verbaux de réunion, demandes de subvention, communications et coupures de presse. Des données ont été



**FIGURE 3**  
Système de surveillance des facteurs de risque du Manitoba



Source : Riley et Harvey, 2006.<sup>18</sup>

recueillies jusqu'à saturation (lorsque les thèmes cernés sont devenus répétitifs) pour chaque cas provincial.

Nous avons fait en sorte que les intervieweurs ne dirigent pas ou n'influencent pas les participants en partageant leurs opinions, etc.<sup>17</sup> Les membres de l'équipe

ont vérifié la saturation, se sont assurés que nous comprenions bien les thèmes émergents et que nos bilans témoignaient des contributions des participants, et ont clarifié et exploré en détail les entrevues initiales des participants. Environ six mois après les entrevues et les groupes de discussion initiaux, et après la fin des

analyses préliminaires et la détermination des thèmes, nous avons partagé un premier bilan avec les participants. Cependant, seuls la moitié d'entre eux ont pu participer à ces entrevues de suivi.

Les comités d'éthique de chaque province ont approuvé cette recherche.

**TABEAU 1**  
Résumé des activités de collecte de données

	Documents, n	Entrevues <sup>a</sup> , n	Répondants au sondage, n	Groupes de discussion, n (Participants, n)
Man.	137	32	0	6 (35)
N.-B.	78	32	0	2 (48)
Î.-P.-É.	119	26	69	7 (50)

Abréviations : Man., Manitoba; N.-B., Nouveau Brunswick; Î.-P.-É., Île du Prince Édouard.

<sup>a</sup> Nombre total d'entrevues réalisées (certains individus peuvent avoir participé à de multiples activités de collecte de données).

### Participants

Nous avons utilisé un échantillonnage dirigé pour choisir les participants aux réseaux d'EC existants, puis un échantillonnage en boule de neige pour joindre les principaux intervenants. Tous les participants ont été informés du projet par courriel ou en personne, et ont donné leur consentement éclairé avant de participer. Les participants étaient des représentants des ministères provinciaux de la Santé ou du Mieux-être et de l'éducation, des organisations non gouvernementales, des autorités sanitaires régionales, des écoles et des arrondissements scolaires, des universités et d'autres intervenants clés participant directement au système d'EC de leur province à titre de partenaires ou d'utilisateurs finaux (voir tableau 2). Moins de 10 participants de chaque province ont refusé de participer à l'étude.

### Analyse des données

Les activités de gestion, de synthèse et d'analyse de données ont été simultanées,

itératives et continues. Nous avons utilisé le logiciel NVivo 8/9 (QSR International [Americas] Inc., Burlington, Massachusetts, É.-U.) pour gérer et analyser les données. L'analyse a porté principalement sur les sondages thématiques et sur la description conceptuelle et thématique<sup>17</sup>. Chaque équipe provinciale a utilisé l'analyse thématique pour examiner et catégoriser les données de multiples sources et présenter ces données sous forme de tableaux. Les sous-ensembles de données ont été étiquetés et ordonnés par thèmes, et une analyse interprétative a été effectuée pour comprendre la signification des thèmes dégagés<sup>19</sup>. Les résultats ont été contre-vérifiés dans les rapports provinciaux définitifs, entre les participants, dans les analyses de documents et lors des discussions transversales.

Les équipes provinciales ont convenu d'utiliser une procédure d'analyse d'étude de cas multiples modifiée comme celle décrite par Stake<sup>20</sup>. Elles ont créé un cadre

**TABEAU 2**  
Descriptions des entrevues et des groupes de discussion

Entrevues	Î.-P.-É. (n = 23)	N.-B. (n = 32)	Man. (n = 32)
Rôles, %			
Recherche	26	16	0
Politique	26	19	16
Pratique	39	65	84
Autre	9	0	0
Groupes de discussion	Î.-P.-É. (n = 50)	N.-B. (n = 48)	Man. (n = 35)
Rôles, %			
Recherche	0	8	0
Politique	0	15	9
Pratique	0	77	91
Étudiant	100	0	0

Abréviations : Man., Manitoba; N.-B., Nouveau Brunswick; Î.-P.-É., Île du Prince Édouard.

initial à l'aide de thèmes déterminés a priori dans la littérature et de thèmes émergents découlant des discussions de cas dans chaque province et entre provinces. Leur résultats ont été classés en « groupes » prédéterminés. Ensuite, un processus itératif intensif à l'échelle des équipes provinciales a permis de définir les tendances présidant à l'élaboration du cadre définitif (voir tableau 3). Les stratégies, activités et partenaires communs ayant permis un meilleur EC ont été analysés en utilisant ce cadre.

Les résultats de cette étude transversale ciblent les similarités entre les systèmes d'EC, mais nous avons également recherché des contre-preuves afin d'éviter un biais holistique et de ne pas prêter une signification plus importante aux tendances que celle qui existe réellement<sup>17</sup>. L'examen des contre-preuves et des données probantes a entraîné modifications ou approfondissements du nouveau cadre. Le fait de cibler les similarités a fait émerger les éléments, processus et leçons apprises clés lors de la mise en œuvre d'un système d'EC. Ce processus à la fois inductif et déductif a permis d'approfondir la réflexion critique et de définir la gamme de l'impact potentiel des leçons à tirer de chaque cas provincial.

### Résultats

Le contexte diversifié (social, politique, physique) de chaque système provincial d'EC a donné lieu à différents modèles de partenariat, de financement et de structure. Notre comparaison transversale a cependant permis de cerner des similarités entre les trois systèmes provinciaux d'EC, ce que nous considérons comme les leçons à tirer au sein des sept groupes thématiques définis. Il s'agit des conditions ou des processus clés contribuant au développement des capacités d'EC à l'échelle d'au moins deux contextes provinciaux. Des citations choisies de participants à la recherche ont été incluses afin de montrer l'importance de ces leçons apprises. Nous n'avons pas cité à dessein la province dans laquelle les entrevues particulières se sont déroulées, de manière à préserver l'anonymat de tous les participants.

**TABEAU 3**  
**Cadre analytique de comparaison transversale**

Nom du groupe	Description du groupe
1. Modèle directeur de l'échange des connaissances	Cadres de systèmes existants dans lesquels sont définis les principaux processus, intervenants et conditions contextuelles
2. État de préparation	Besoin reconnu en matière de données liées à la santé pour contribuer à l'élaboration de politiques ou de pratiques aux échelons local, provincial ou national, et intérêt manifeste des intervenants des domaines de la santé et du mieux-être et de l'éducation
3. Produits d'échange des connaissances	Ressources en matière de communication, telles que les rapports, les feuillets d'information, les sites Web, visant à favoriser la participation de divers auditoires et à les informer
4. Activités d'échange des connaissances	Événements, forums, réunions, présentations ou séances de planification visant à favoriser la participation des intervenants
5. Partenariats stratégiques dans le domaine de l'échange des connaissances	Relations ou collaborations jouant un rôle de leadership ou d'influence clé
6. Systèmes et structures	Réseaux d'échange des connaissances ou systèmes de prise de décisions nouveaux ou émergents
7. Incidence de l'échange des connaissances	Façons concrètes selon lesquelles les résultats des activités de surveillance ou les activités d'échange des connaissances ont contribué à intégrer ou à lier les processus de transfert des connaissances à la pratique aux systèmes de planification et de prise de décisions existants ou émergents

Abréviation : EC, échange de connaissances.

### *1. Modèles de base de l'échange des connaissances*

Les trois provinces ont utilisé des cadres de systèmes existants ainsi que les principaux processus, personnes et conditions contextuelles comme base de leurs initiatives de surveillance pour planifier et réaliser leurs activités, et orienter et communiquer les travaux en cours. Bien que ces modèles aient été différents dans chaque province, le recours à des modèles d'EC a aidé à communiquer et à comprendre les rôles des différents intervenants dans le développement, le partage ou l'application des connaissances. Deux personnes interviewées ont fourni ces explications :

Je crois que pour que le [sondage auprès des étudiants] remporte réellement un succès, les participants, qu'il s'agisse des directeurs d'école ou des parents ou des enfants [...] doivent avoir une idée de ce qui s'en vient et comprendre que l'information contribuera à la prochaine étape, et connaître le calendrier jusqu'à la prochaine étape, de manière à ce que tout le monde sache qu'il s'agit du début d'un processus plutôt que de la fin d'un processus. (province 1)

Il est essentiel qu'un plan et que l'établissement des priorités fassent partie de la façon dont nous menons nos activités. (province 2)

### *2. État de préparation*

Les provinces ont reconnu la nécessité d'avoir accès à des données sur la santé pour contribuer à l'élaboration des politiques ou des pratiques, et les intervenants des domaines de la santé et du mieux-être et de l'éducation ont manifesté un intérêt pour la création d'activités d'EC liées à la santé des jeunes.

Certaines écoles sont complètement prêtes à se lancer dans de telles activités; d'autres écoles sont sur le point de participer. (province 1)

On manquait dans les trois provinces de données locales exhaustives sur les comportements liés à la santé des jeunes. Les réseaux, coalitions et relations de travail existants étaient essentiels pour offrir des bases solides à la promotion de la surveillance de la santé des jeunes et de l'EC pouvant contribuer à l'élaboration des politiques et des pratiques. Les champions faisant la promotion de l'établissement de

la surveillance et des processus d'EC, et les facilitant, étaient issus de divers groupes d'intervenants.

Nous avons une région très diversifiée. Nous avons des populations et des secteurs affluents, en santé [...] ayant des taux élevés de maladies chroniques. La moyenne régionale nous positionne au milieu. Alors, avoir des données issues du milieu scolaire nous aiderait à réellement déterminer quels programmes doivent être mis en oeuvre dans quelles communautés. (province 3)

### *3. Produits d'échange des connaissances*

Les produits d'EC, par exemple les ressources en communication comme les rapports, les feuillets d'information, les sites Web, les bulletins d'information, les résumés de projet, les comptes rendus de conférence et les communications médiatiques utilisés pour mobiliser et informer divers auditoires ont fourni un point d'ancrage commun aux trois provinces pour lancer le dialogue avec les intervenants – nouveaux ou déjà établis. Plusieurs produits ont été utilisés pour présenter les bilans détaillés portant sur les comportements de santé des jeunes qui influent sur

les maladies chroniques, tels qu'une saine alimentation, l'activité physique, le tabagisme et les aptitudes mentales. Des produits d'EC variés, rédigés dans un langage simple et clair, ont été conçus pour des auditoires et des groupes d'intervenants spécifiques (voir tableau 4). Des résumés ou des feuillets d'information concis présentant les principaux résultats ayant trait à la santé des jeunes ont été jugés attrayants et intéressants pour les principaux décideurs et chefs de file. Des sites Web ont été utilisés pour diffuser les données et les ressources sur la santé des jeunes dans un but d'EC auprès d'un plus grand nombre d'intervenants.

J'ai trouvé [le rapport sur le profil] facile à consulter et à lire, selon ma perspective. Je veux dire que je sais que certains parents pourraient avoir de la difficulté à le consulter, mais j'aime sa présentation [...] voici les données; voici ce qu'elles veulent dire; voici les mesures que vous pourriez prendre. (province 1)

Le site Web est fantastique. Pour les communautés isolées, il est très avantageux. Mon équipe le consulte assez souvent pour obtenir des ressources. (province 3)

#### 4. Activités d'échange des connaissances

Il était important pour chaque province de cibler les intervenants de tous les niveaux lors de l'échange d'information et il était essentiel de créer des activités d'EC favorisant la mobilisation – événements, tribunes, réunions, présentations ou séances de planification. Ces activités ont été planifiées et mises en œuvre en fonction des processus stratégiques de chaque modèle provincial d'EC. Les champions régionaux et provinciaux de l'EC ont souvent été

choisis comme coordonnateurs, animateurs ou présentateurs des activités d'EC. Les activités d'EC ont été reconnues comme favorisant le rassemblement des intervenants et l'établissement de partenariats.

Ce sont ces occasions de partage et d'échange qui nous permettent d'établir de nouveaux réseaux et d'obtenir des idées et des succès [...] cela nous motive. (province 2)

Nous avons présenté l'information contenue dans les rapports et avons discuté de ce que cela voulait dire pour chacun. Ça leur a permis de poser des questions et nous a permis de clarifier les choses. (province 3)

#### 5. Partenariats stratégiques dans le contexte de l'échange des connaissances

Le leadership et les collaborations établies entre les intervenants possédant une expertise en santé et en mieux-être des jeunes, en éducation et en recherche ont été reconnus comme essentiels pour appuyer et maintenir les initiatives de surveillance. L'établissement de partenariats au sein du secteur de l'éducation était fondamental pour l'obtention et le maintien de la participation des écoles et des arrondissements scolaires.

Sincèrement, nous avons consacré plusieurs années à bâtir ces relations – nous avons fait les appels. Nous avons régulièrement des réunions avec eux. Nous nous sommes demandé ce que nous faisions de bien et de mal; ce que nous pouvions améliorer. Nous avons réellement travaillé fort pour y parvenir. (province 1)

Dans notre petite province, ce sont les praticiens qui nous permettent de réa-

liser tant de choses avec si peu de ressources [...] Les partenariats sont la clé de la force de l'initiative. (province 2)

#### 6. Systèmes et structures

Les réseaux et systèmes de prise de décision liés à l'EC, qu'ils soient nouveaux ou existants, ont été reconnus comme jouant un rôle clé dans le développement et l'expansion des capacités en matière d'EC. Les réseaux nationaux déjà établis ont fourni la structure initiale à partir de laquelle ont été amorcées et favorisées les relations entre les intervenants des domaines de la recherche, des politiques et de la pratique. Des coalitions, des groupes, des réseaux et des initiatives du domaine de la santé ont utilisé les données de surveillance de la santé des jeunes pour élaborer des programmes et promouvoir la santé. Les activités de surveillance et d'EC favorisaient l'établissement de comités et de structures de planification en matière de santé et de mieux-être des jeunes.

Le rôle [du réseau de santé en milieu scolaire] serait d'officialiser les discussions informelles et cela devrait être créé, car lorsque les joueurs changeront [...] ces conversations se poursuivront de manière officielle. (province 1)

Les membres tirent profit des contributions uniques de tous les partenaires en fonction de leurs expériences, de leurs ressources et de leur expertise. (province 3)

#### 7. Résultats de l'échange des connaissances

Les intervenants ont obtenu de l'aide pour interpréter et utiliser les résultats de manière à pouvoir passer efficacement de la connaissance à l'action. Parmi les

TABLEAU 4  
Produits d'échange des connaissances

Produit	Auditoire visé
Rapports scolaires et rapports sommaires	Administrateurs scolaires, enseignants, élèves, parents, comités scolaires et communautaires
Rapports de district, de division et rapports sommaires	Personnel des arrondissements scolaires et des divisions, conseils scolaires, communautés, praticiens de la santé
Rapports régionaux	Praticiens de la santé, dirigeants municipaux
Rapports provinciaux et rapports sommaires	Ministères provinciaux, alliances en santé, organisations non gouvernementales, grand public



résultats de l'EC, notons l'application des résultats de la surveillance, l'évaluation des priorités, la mobilisation des partenaires et l'obtention de financement. Les programmes de subventions liés à la surveillance de la santé en milieu scolaire ont été associés à une prise en compte accrue des rapports sur l'EC et à l'utilisation de données probantes. Certains exemples de réussite ont constitué des sources importantes de motivation et d'apprentissage. La répétition des activités de surveillance et d'EC a fourni une base solide pour créer et maintenir des partenariats en matière de santé en milieu scolaire. L'utilisation, par les intervenants ministériels et les groupes externes, de données sur la santé des jeunes pour établir les plans et priorités régionaux et provinciaux en matière de santé et de mieux-être, ainsi que pour établir les points de repère des programmes, a été considérée comme contribuant de façon majeure au soutien des activités de surveillance et d'EC à l'échelle des écoles.

Certaines écoles ont intégré l'information issue du [sondage] aux plans d'amélioration continue des écoles. Cela fonctionne également à l'échelle des arrondissements. (province 2)

Je me souviens d'avoir reçu les résultats et, parce qu'il y avait la subvention relative aux modes de vie sains, nous l'avons partagée avec le conseil étudiant. Nous leur avons demandé comment ils voulaient utiliser les subventions, et de présenter une demande. (province 3)

## Analyse

L'objectif de cet article est de présenter les leçons à tirer de l'élaboration et de la mise en œuvre de systèmes d'EC dans trois provinces canadiennes. Ces trois systèmes sont similaires. L'EC est un processus complexe qui exige des champions et des partenariats de collaboration, une adaptation de l'EC en fonction de divers intervenants et qui exige que les régions soient préparées. Tous ces éléments renforcent les capacités d'EC et les systèmes aboutissant à la création de résultats concrets dans la promotion de modes de vie sains.

Les résultats de notre étude transversale contribuent à la recherche empirique, encore limitée, portant sur les modèles d'EC. Les provinces ont soulevé des thèmes similaires, notamment la nécessité d'utiliser un modèle de base d'EC lors de la mise en œuvre de systèmes de ce type. Bien que les trois provinces aient adopté des approches spécifiques à leur contexte, les systèmes d'EC mis en œuvre étaient comparables, comme en témoigne le cadre analytique commun qui en est issu.

Plusieurs cadres décrivent des processus d'EC conçus spécifiquement pour combler l'écart entre le chercheur et l'utilisateur final, par exemple le cadre du processus de transposition des connaissances à l'action (Knowledge-to-Action Process Framework)<sup>11</sup>, le cadre contextuel fondé sur la compréhension des besoins des utilisateurs (Understanding-User Context Framework)<sup>12</sup> et le modèle d'application des connaissances (Model of Knowledge Translation)<sup>13</sup>. Les trois modèles provinciaux d'EC leur sont similaires. Ils visent à inclure les intervenants dans les processus d'EC et reconnaissent le rôle du contexte dans le développement, l'interprétation et le transfert des connaissances. Les modèles provinciaux représentent l'aboutissement de nombreuses années d'efforts durant lesquelles des mesures ont été prises rapidement par les communautés motivées à utiliser des données probantes lors de leurs prises de décision. La répétition a permis aux politiques et aux pratiques d'être évaluées et perfectionnées. Lorsque des pratiques se sont avérées inefficaces, les systèmes ont été adaptés et ont intégré de nouvelles connaissances issues de systèmes appliquant efficacement des modèles d'utilisation des ressources et de renforcement des capacités. Lors de la répétition de l'application du modèle, la communication et la collaboration entre les partenaires ont été élargies, retravaillées et améliorées.

Le cadre analytique de l'EC de cette étude est fondé sur des données probantes issues de l'expérience « concrète » de trois administrations canadiennes, ce qui donne lieu à une meilleure compréhension de l'EC.

Il s'est révélé essentiel d'avoir des champions à tous les échelons (local, régional, provincial et national) pour favoriser la

mise en œuvre et le maintien des activités de surveillance et d'EC. La mobilisation des réseaux et de ces champions a nécessité la promotion de l'importance de la prise de décision fondée sur des données probantes et des besoins de collecte et de compréhension des données locales. Conformément aux conclusions de Walter et collab.<sup>21</sup>, lorsque ces champions ont approuvé et utilisé des données sur la santé des jeunes pour élaborer des plans locaux, régionaux et provinciaux sur la santé et le mieux-être et pour établir les points clés des programmes, la valeur des activités locales de surveillance et d'EC s'est accrue pour tous les intervenants<sup>21</sup>. Les champions agissent comme catalyseurs lorsqu'ils présentent de nouvelles idées et pratiques, les approuvent<sup>21</sup> et encadrent d'autres intervenants dans leurs prises de décision.

Les domaines de la recherche, des politiques et de la pratique ont souvent des priorités divergentes, utilisent un langage différent, respectent des échelles temporelles différentes et sont assujettis à différents systèmes de récompense<sup>22,23</sup>. Les Centers for Disease Control and Prevention, par exemple, avaient besoin d'une conceptualisation et d'un langage communs afin d'approfondir leur compréhension du processus qu'ils avaient entrepris de transposition des connaissances en action<sup>24</sup>. En établissant des partenariats de collaboration, les possibilités d'accroître la sensibilisation aux fonctions de travail et aux attentes liées aux partenariats favorisent la création d'un processus de compréhension réciproque qui, en retour, donne lieu au respect mutuel et à d'autres partenariats et mesures de collaboration. Les modèles et les cadres d'EC peuvent servir à la mobilisation de divers partenaires dans le cadre d'une approche systémique axée sur la prévention des maladies chroniques. Le recours à un modèle d'EC a aidé les intervenants à comprendre et à maintenir leur participation à des activités de transposition des connaissances à la pratique liées à la santé des jeunes, et à s'y investir.

De plus, des partenariats de travail positifs au sein du secteur de l'éducation ont été essentiels pour obtenir et maintenir la participation des écoles et des arrondissements scolaires. En maintenant des rela-

tions positives par l'entremise d'un processus réciproque et respectueux clairement articulé, tous les partenaires ont été encouragés à contribuer et se sont sentis valorisés. Gagnon<sup>25</sup> a cerné quatre facteurs essentiels pour intégrer avec succès l'EC aux réseaux et aux communautés de pratique : l'établissement d'une compréhension partagée du problème de santé; la description explicite des rôles et des responsabilités de chacun; des compétences et des expériences au sein des membres de l'équipe permettant d'établir et de maintenir des collaborations efficaces et une stratégie de maintien des relations.

Les principales mesures de collaboration entre les provinces étaient la planification commune des approches de surveillance et le choix du moment, et ont porté sur la manière dont les données seraient utilisées et partagées par les administrations locales, régionales et provinciales. La génération conjointe de connaissances influencerait sur l'adoption et l'utilisation des travaux de recherche, en permettant une meilleure prise en compte des facteurs contextuels et une capacité accrue de les traiter, créant ainsi une information crédible et valide utile pour les intervenants et en laquelle ils ont confiance<sup>26</sup>. Les connaissances portant sur des secteurs d'intérêt et des priorités intéressant les intervenants accroissent la probabilité qu'elles soient utilisées ou appliquées<sup>27,28</sup>. Williams et collab.<sup>29</sup> ont souligné l'importance de favoriser la participation des utilisateurs finaux à toutes les activités clés qui témoignent du processus de développement des connaissances. Toutefois, les exemples de partenariats de collaboration soutenus et de communication continue entre les producteurs et les utilisateurs finaux des connaissances sont rares et inhabituels<sup>30</sup>. Notre recherche montre que la répétition des activités de surveillance et d'EC a aidé à soutenir les partenariats dans le domaine de l'EC sur la santé des jeunes. Ces partenariats ont évolué et se sont élargis lors des activités communes de surveillance et d'EC.

La mobilisation de chefs de file de divers groupes d'intervenants a renforcé les capacités à prendre des mesures préliminaires liées aux activités de surveillance et d'EC d'envergure provinciale. Les succès

remportés grâce aux activités de surveillance liées à la santé et à la planification du transfert des connaissances à l'action ont favorisé, tant de la part des individus que de celle des organisations, un plus grand engagement et un soutien accru pour la surveillance de la santé des jeunes, tout comme l'obtention de données probantes à partir des mesures prises. Ward et collab.<sup>31</sup> ont également établi que les caractéristiques et les contextes personnels, interpersonnels, organisationnels et professionnels ont une incidence sur les processus d'EC, ce qui confirme l'importance de tabler sur les atouts disponibles, tels que l'expertise, les partenariats et l'infrastructure, lors de la mise en œuvre d'un système d'EC<sup>31</sup>.

Les échanges de collaboration sont facilités lorsque les résultats des EC pertinents sont consultés et utilisés. Nous avons mis en évidence l'importance d'adapter les produits d'EC aux divers groupes d'intervenants. Les facettes intéressantes de ces produits étaient l'utilisation d'un langage simple et d'information pertinente sur le plan local, l'inclusion d'exemples des meilleures pratiques, l'intégration de données probantes fondées sur la pratique ou d'exemples de réussite, et la disponibilité de rapports, de résumés ou de feuillets d'information en divers formats et lieux. Les produits d'EC, tels que les feuillets d'information, les sites Web, les bulletins d'information, les rapports, les résumés de projet, les comptes rendus de conférence et les communications médiatiques, ont favorisé la collaboration entre les chercheurs et les utilisateurs de la recherche<sup>32,33</sup>. Les produits d'EC devraient inclure des suggestions de mesures favorisant davantage l'application et l'utilisation des données<sup>33,34</sup>.

Des activités d'EC variées sont essentielles pour toucher et intéresser divers intervenants : consultations individuelles avec les intervenants sur les résultats et les meilleures pratiques en matière de santé et de mieux-être des jeunes, présentations de groupe sur les résultats en milieu scolaire dans les arrondissements scolaires et les provinces, événements fondés sur les conclusions locales et régionales concernant la surveillance, et enfin présentations de documents officiels dans le cadre de

conférences. Des réunions en personne, officielles et non officielles, réunissant des chercheurs, des décideurs et des praticiens s'avèrent la façon la plus efficace de surmonter le manque d'échange entre partenaires<sup>25</sup>. De plus, ces activités d'EC ont lieu dans un cadre élargi qui permet l'interaction entre de nombreux partenaires ayant des priorités, des processus, des contextes, des attentes et des incitatifs au changement dynamiques. Par conséquent, le recours à des stratégies d'EC qui offrent un choix suffisant aux utilisateurs finaux en matière de contenu, de format et de présentation s'est avéré important dans un contexte d'application et d'utilisation des données probantes<sup>27</sup>.

Étant donné l'accroissement des taux de maladies chroniques, il est urgent que le Canada génère et utilise des données probantes pertinentes pour contribuer à des interventions et à des politiques et programmes efficaces à l'intention des jeunes et portant sur des modes de vie sains. Des travaux de recherche ont montré que la planification fondée sur des données probantes améliore les programmes de prévention des maladies chroniques<sup>7,8</sup> lorsqu'elle est utilisée pour cibler et évaluer les programmes et les politiques et établir les priorités<sup>9</sup>. La génération ponctuelle de données n'est pas suffisante pour évaluer les programmes et les politiques visant les maladies chroniques et pour surveiller les changements relatifs à la santé des jeunes. L'utilisation de la pensée systémique peut réduire l'écart entre la génération, la dissémination et l'utilisation des données<sup>14</sup>. La pensée systémique est un outil clé de l'intégration de la production et de l'utilisation des connaissances pertinente pour les interventions locales<sup>14</sup>.

#### Limites

Nos conclusions peuvent être appliquées à d'autres administrations partageant des caractéristiques similaires à celles du Manitoba, du Nouveau-Brunswick et de l'Île-du-Prince-Édouard. Des travaux de recherche devraient s'intéresser à l'application de nos conclusions sur ces trois provinces principalement rurales à des administrations plus importantes et urbaines dans le cadre de situations

complexes. Les études sur les interventions devraient porter sur divers produits et activités d'EC afin de vérifier leur efficacité. Il faudrait également avoir des outils et des modèles de partenariats plus précis pour faciliter les processus d'EC axés sur la santé des jeunes. Bien que ce soit surtout les similarités entre les trois systèmes d'EC qui aient été décrites ici, des différences ont été constatées entre les systèmes. Elles n'ont pas été décrites en détail, mais plutôt cernées dans le cadre de notre analyse afin d'éliminer le biais holistique.

## Conclusion

Nos conclusions appuient une approche systémique des EC accroissant les capacités d'échange et d'utilisation des données probantes allant au-delà de la simple collecte de données et de la production de rapports. Ces systèmes peuvent contribuer à l'expansion de l'établissement de partenariats et d'activités de partage des connaissances, ainsi qu'à la création d'initiatives stratégiques et pratiques globales conçues pour promouvoir la santé des jeunes et la prévention des maladies chroniques.

## Remerciements

Cette étude a été financée grâce à une contribution financière de Santé Canada, par l'entremise du Partenariat canadien contre le cancer. Les opinions exprimées sont celles des auteurs et ne représentent pas nécessairement les opinions du bailleur de fonds. Les auteurs aimeraient également remercier Courtney Laurence, les partenaires de l'initiative COALITION Youth Excel, les membres de l'équipe de l'étude de cas de chaque province et tous les participants à la recherche.

## Références

1. Organisation mondiale de la Santé. Prévention des maladies chroniques : un investissement vital [Internet]. Genève (CH). Organisation mondiale de la Santé; 2005 [consultation le 24 février 2012]. PDF téléchargeable à partir de la page : [http://www.who.int/chp/chronic\\_disease\\_report/contents/en/index.html](http://www.who.int/chp/chronic_disease_report/contents/en/index.html)
2. Jeunes en forme Canada. Ne laissons pas ces quelques pas être la source la plus importante d'activité physique de nos enfants après l'école. Bulletin de l'activité physique chez les jeunes de 2011 de Jeunes en forme Canada. [Internet]. Toronto (Ont.) : Jeunes en forme Canada; 2011 [consultation le 24 février 2012]. PDF (8,52 Mo) téléchargeable à partir du lien : [http://devplan9jty7g6.cloudfront.net/reportcard2011/ahkc2011\\_shortform\\_fr\\_final.pdf](http://devplan9jty7g6.cloudfront.net/reportcard2011/ahkc2011_shortform_fr_final.pdf)
3. Freeman JG, King M, Pickett W et collab. La santé des jeunes Canadiens : un accent sur la santé mentale. Ottawa (Ont.), Agence de la santé publique du Canada; 2011. [Agence de la santé publique du Canada, n° de catalogue : 978-1-100-98001-0].
4. Marshall H, Boyd R. L'administrateur en chef de la santé publique : Rapport sur l'état de la santé publique au Canada [Internet]. Ottawa (Ont.), Agence de la santé publique du Canada; 2008 [consultation le 24 février 2012]. [Santé publique du Canada, n° de catalogue : HP2-10/2008F]. PDF (3,97 Mo) téléchargeable à partir du lien : <http://www.phac-aspc.gc.ca/cphorsphic-respcacsp/2008/fr-fr/pdf/CPHO-Report-F.pdf>
5. Santé Canada. Préoccupations liées à la santé : Sommaire des résultats de l'Enquête sur le tabagisme chez les jeunes 2008-2009 [Internet]. Ottawa (Ont.); [modification le 20 août 2010; consultation le 27 février 2012]. Consultable en ligne à la page : [http://www.hc-sc.gc.ca/hc-ps/tobac-tabac/research-recherche/stat/\\_survey-sondage\\_2008-2009/result-fr.php](http://www.hc-sc.gc.ca/hc-ps/tobac-tabac/research-recherche/stat/_survey-sondage_2008-2009/result-fr.php)
6. Hanson M, Gluckman P. Developmental origins of noncommunicable disease: population and public health implications. *Am J Clin Nutr*. 2011;94(6 suppl):1754S-8S.
7. Brownson RC, Smith CA, Jorge NE, Deprina LT, Dean CG, Cates RW. The role of data-driven planning and coalition development in preventing cardiovascular disease. *Public Health Rep*. 1992 Jan-Feb; 107(1):32-7.
8. Alciati MH, Glanz K. Using data to plan public health programs: experience from state cancer prevention and control programs. *Public Health Rep*. 1996;111(2): 165-72.
9. Mokdad AH, Remington PL. Measuring health behaviors in populations. *Prev Chronic Dis*. 2010;7(4):A75.
10. Canadian Health Services Research Foundation. Glossary of knowledge exchange terms used by CHSRF [Internet]. Ottawa (ON): CHSRF; [consultation le 18 septembre 2012]. Consultable en ligne à la page : <http://74.81.206.232/PublicationsAndResources/ResourcesForResearchers/KEY%20GlossaryOfKnowledgeExchangeTerms.aspx>
11. Graham IB, Logan J, Harrison MB et collab. Lost in knowledge translation: time for a map? *J Contin Educ Health Prof*. 2006;26: 13-24.
12. Jacobson N, Butterill D, Goering P. Development of a framework for knowledge translation: understanding user context. *J Health Serv Res Policy*. 2003;8(2): 94-9.
13. Instituts de recherche en santé du Canada. À propos de l'application des connaissances aux IRSC - L'application des connaissances : définition [Internet]. Ottawa (Ont.), IRSC; [consultation le 19 septembre 2012]. Consultable en ligne à la page : <http://www.cchr-irsc.gc.ca/f/39033.html>
14. Best A, Moor G, Holmes B et collab. Health promotion dissemination and systems thinking: towards integrative model. *Am J Health Behav*. 2003;27(suppl 3):S206-16.
15. Yin RK. Case study research: design and methods. 4th ed. Thousand Oaks (CA): Sage Publications; 2009.
16. Halcomb EJ, Davidson PM. Is verbatim transcription of interview data always necessary? *Appl Nurs Res*. 2006;19(1): 38-42.
17. Miles MB, Huberman AM. Qualitative data analysis: a sourcebook of new methods. Thousand Oaks (CA): Sage Publications; 1984.
18. Riley B, Harvey D. A Manitoba Integrated Knowledge System: for the Primary Prevention of Chronic Disease [Internet]. Manitoba (MB): Partners in Planning for Healthy Living; [consultation le 5 avril 2013]. PDF (240 Ko) téléchargeable à partir du lien : <http://www.healthincommon.ca/wp-content/uploads/Manitoba-Integrated-Knowledge-System-Feb-2006.pdf>

19. Sandelowski M, Barroso J. Classifying the findings in qualitative studies. *Qual Health Res.* 2003 Sept;13(7):905-23.
20. Stake RE. Multiple case study analysis. New York: The Guilford Press; 2000.
21. Walter I, Nutley S, Davies H. What works to promote evidence-based practice? A cross-sector review. *Evid Policy.* 2005;1(3): 335-64.
22. Rynes SL, Bartunek JM, Daft RL. Across the great divide: knowledge creation and transfer between practitioners and academics. *Acad Manage J.* 2001;44(2):340-55.
23. Jansen MW, van Oers HA, Kok G, et al. de Vries. Public health: disconnections between policy, practice and research [Internet]. *Health Res Policy Syst.* 2010 [consultation le 22 mars 2012];8(37). Consultable en ligne à la page : <http://www.health-policy-systems.com/content/8/1/37>
24. Wilson KM, Brady TJ, Lesesne C, on behalf of the NCCDPHIP Work Group on Translation. An organizing framework for translation in public health: the knowledge to action framework. *Prev Chronic Dis [Internet].* 2011 [consultation le 22 mars 2012];8(2). Consultable en ligne à la page : [http://www.cdc.gov/pcd/issues/2011/mar/10\\_0012.htm](http://www.cdc.gov/pcd/issues/2011/mar/10_0012.htm)
25. Gagnon ML. Moving knowledge to action through dissemination and exchange. *J Clin Epidemiol.* 2011 Jan;64(1):25-31.
26. Lomas J. Decision support: a new approach to making the best healthcare management and policy choices. *Healthc Q.* 2007;10(3): 16-8.
27. Dobbins M, DeCorby K, Twiddy T. A knowledge transfer strategy for public health decision makers. *Worldviews Evid Based Nurs.* 2004;1(2):120-8.
28. Rosenbaum P. From research to clinical practice: considerations in moving research into people's hands. Personal reflections that may be useful to others. *Pediatr Rehabil.* 2005;8(3):165-71.
29. Williams A, Holden B, Krebs P et collab. Knowledge translation strategies in a community-university partnership: examining local Quality of Life (QoL). *Soc Indic Res.* 2008;85(1):111-25.
30. Broner N, Franczak M, Dye C, McAllister W. Knowledge transfer, policymaking and community empowerment: a consensus model approach for providing public mental health and substance abuse services. *Psychiatr Q.* 2001;72(1):79-102.
31. Ward V, Smith S, House A, Hamer S. Exploring knowledge exchange: a useful framework for practice and policy. *Soc Sci Med.* 2012 Feb;74(3):297-304.
32. Kiefer L, Frank J, Di Ruggiero E et collab. Fostering evidence-based decision-making in Canada: examining the need for a Canadian population and public health evidence centre and research network. *Can J Public Health.* 2005; 96(3):11-40.
33. Dobbins M, Hanna SE, Ciliska D et collab. A randomized controlled trial evaluating the impact of knowledge translation and exchange strategies. *Implement Sci.* 2009;4:61.
34. Lavis J, Robertson D, Woodside J et collab. How can research organizations more effectively transfer research knowledge to decision makers? *Milbank Q.* 2003; 81(2):221-48.



# Méthodologie de l'Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension de 2009

A. S. Bienek, M.G.S.S. (1); M. E. Gee, M. Sc. (1); R. P. Nolan, Ph. D. (2); J. Kaczorowski, Ph. D. (3); N. R. Campbell, M.D. (4); C. Bancej, Ph. D. (1); F. Gwady-Sridhar, Ph. D. (5); C. Robitaille, M. Sc. (1); R. L. Walker, M. Sc. (6); S. Dai, M.D. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** L'Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension (EPMCC-H) est une enquête téléphonique transversale de 20 minutes sur le diagnostic et la prise en charge de l'hypertension. L'échantillon de l'EPMCC-H, sélectionné à partir des répondants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2008, était composé de Canadiens (de 20 ans et plus) des dix provinces ayant déclaré avoir reçu un diagnostic d'hypertension.

**Méthodologie :** Le questionnaire a été élaboré au moyen de la technique Delphi et a fait l'objet d'un examen externe ainsi que de tests qualitatifs. Statistique Canada s'est chargé des stratégies d'échantillonnage, du recrutement, de la collecte et du traitement des données. Les proportions ont été pondérées afin de représenter la population canadienne et les intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été calculés au moyen de la méthode de rééchantillonnage *bootstrap*.

**Résultats :** Si on le compare à la population de l'ESCC ayant déclaré souffrir d'hypertension, l'échantillon de l'EPMCC-H ( $n = 6\,142$ ) est légèrement plus jeune (âge moyen des répondants à l'EPMCC-H : 61,2 ans, IC à 95 % : 60,8 à 61,6; âge moyen des répondants à l'ESCC : 62,2 ans, IC à 95 % : 61,8 à 62,5), comporte plus de détenteurs d'un diplôme d'études postsecondaires (EPMCC-H : 52,0 %, IC à 95 % : 49,7 % à 54,2 %; ESCC : 47,5 %, IC à 95 % : 46,1 % à 48,9 %) et moins de répondants prenant un médicament pour l'hypertension (EPMCC-H : 82,5 %, IC à 95 % : 80,9 % à 84,1 %; ESCC : 88,6 %, IC à 95 % : 87,7 % à 89,6 %).

**Conclusion :** Dans l'ensemble, l'EPMCC-H de 2009 est représentatif de sa population source et fournit des données nouvelles et exhaustives sur le diagnostic et la prise en charge de l'hypertension. L'enquête a été adaptée à d'autres maladies chroniques – diabète, asthme/maladie pulmonaire obstructive chronique et troubles neurologiques. Le questionnaire est accessible à partir du site Web de Statistique Canada; des résultats descriptifs ont été publiés par l'Agence de la santé publique du Canada.

**Mots-clés :** enquête épidémiologique, hypertension, maladie chronique, collecte de données, enquêtes sur la santé, questionnaires, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

## Introduction

Plus du cinquième des Canadiens âgés de plus de 20 ans ont reçu un diagnostic d'hypertension<sup>1,2</sup>, et 17 % de la population adulte en souffre probablement sans le savoir<sup>3</sup>. La pression artérielle élevée est un facteur étiologique important du risque de maladie cardiovasculaire, mais il est possible de la contrôler efficacement en modifiant son mode de vie, c'est-à-dire son niveau d'activité physique, son alimentation, son apport en sodium, sa consommation d'alcool et sa consommation de tabac, en contrôlant son poids, ou grâce à la pharmacothérapie, au besoin<sup>4</sup>. Malgré cela, environ 33 % des Canadiens ayant reçu un diagnostic d'hypertension ont une pression artérielle élevée qui n'est pas bien maîtrisée<sup>3</sup>. Une meilleure compréhension des connaissances, de l'attitude et des comportements des Canadiens ayant reçu un diagnostic d'hypertension aiderait à l'élaboration et à l'amélioration de programmes axés sur le contrôle de la pression artérielle.

En 2009, l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) a mené l'Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension (EPMCC-H) afin de déterminer comment les Canadiens vivent avec leur hypertension et la prennent en charge. Cette enquête de 20 minutes, la première à

### Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

2. University Health Network, Toronto (Ontario), Canada

3. Département de médecine familiale et médecine d'urgence, Université de Montréal, Centre de recherche du CHUM, Hôpital Notre-Dame, Montréal (Québec), Canada

4. Départements de médecine, de sciences de la santé communautaire, de physiologie et de pharmacologie, Libin Cardiovascular Institute of Alberta, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada

5. Institut de recherche en santé Lawson, Université Western Ontario, London (Ontario), Canada

6. Département des sciences de la santé communautaire, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada

**Correspondance :** Asako S. Bienek, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, 1A : 6806A, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-952-6163; téléc. : 613-941-2057; courriel : Asako.Bienek@phac.aspc.gc.ca

être menée auprès d'un échantillon représentatif à l'échelle nationale des Canadiens chez qui une maladie chronique a été diagnostiquée, fournit de nouvelles variables utilisables pour la surveillance d'indicateurs relatifs à la santé et pour la production de rapports à ce sujet. Cet article décrit les objectifs et la méthodologie de l'EPMCC-H de 2009 et analyse la représentativité de l'échantillon final.

## Méthodologie

### *Objectifs de l'enquête*

L'ASPC a entrepris l'EPMCC en 2006 pour évaluer l'impact des maladies chroniques sur la qualité de vie des personnes et de leurs familles, pour recueillir des renseignements sur la façon dont les personnes prennent en charge leurs maladies chroniques, pour déterminer l'utilité des interventions relatives à la prise en charge des maladies chroniques chez les membres de la collectivité, pour cerner les comportements en matière de santé qui influent sur les effets de la maladie et pour analyser les obstacles à l'autogestion des maladies chroniques. L'ASPC a sélectionné l'hypertension et l'arthrite pour la première version de l'EPMCC, après avoir pris en considération l'importance de ces maladies du point de vue de la santé publique, l'existence de travaux de surveillance complémentaires à l'échelle nationale, ainsi que la prévalence et la taille de l'échantillon de personnes souffrant de plusieurs maladies chroniques. Après avoir consulté Statistique Canada, l'ASPC a déterminé que cette enquête ne nécessitait aucune approbation sur le plan éthique étant donné qu'aucune mesure physique ne serait entreprise. Aucun risque pour les renseignements personnels ou la confidentialité, qui sont régis par la Politique d'évaluation des facteurs relatifs à la vie privée, n'a été cerné, et le statisticien en chef de Statistique Canada a autorisé le lancement de l'enquête.

### *Élaboration du contenu de l'enquête*

En 2007, l'ASPC a collaboré avec le Programme éducatif canadien sur l'hypertension (PECH) afin de mettre sur pied un

groupe de travail dont les membres étaient dotés d'une expertise en matière d'hypertension ou d'élaboration et de validation d'enquêtes. Le groupe de travail a élaboré le questionnaire administré par téléphone utilisé dans le cadre de cette enquête transversale. Les questions ont été tirées d'enquêtes démographiques publiées, notamment du contenu obligatoire, thématique et facultatif des divers cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC)<sup>5</sup>; du cycle 4 de l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP)<sup>6</sup>; des questionnaires relatifs à la pression artérielle et aux maladies cardiovasculaires de la National Health and Nutrition Examination Survey des États-Unis (NHANES) de 2005-2006<sup>7</sup>; de l'enquête Harris Interactive - Hypertension Education menée aux États-Unis (2007)<sup>8</sup> ainsi que d'enquêtes portant sur des thèmes précis tels que l'activité physique ou l'alimentation. Des articles soumis à une évaluation par les pairs ont été consultés afin de trouver d'autres instruments de mesure et des échelles reconnues, par exemple des échelles d'auto-efficacité générale ou l'échelle Morisky sur l'observance de médicaments pour l'hypertension<sup>9-11</sup>. Certaines questions relatives à la prise en charge et à la surveillance de la pression artérielle ont été adaptées, à la suite de consultations avec des experts et d'après les lignes directrices nationales existantes, en particulier celles publiées par le PECH<sup>12,13</sup>, les National Institutes of Health<sup>14</sup> et le National Cholesterol Education Program des États-Unis<sup>15</sup>.

Un examen préliminaire a permis de déterminer si les questions étaient adaptées à l'âge et à la population, si elles pouvaient être posées au téléphone et si elles correspondaient à la portée de l'EPMCC tout en étant suffisamment générales pour pouvoir être adaptées à d'autres maladies chroniques et utilisées dans des versions ultérieures de l'enquête. En se servant de l'ESCC comme guide, le groupe de travail a organisé les questions conservées par thème et les a reformulées en se concentrant sur leur ordre et leur enchaînement, leur normalisation, les catégories et les plages de réponse, ainsi que sur l'uniformisation du niveau de langue et l'utilisation de la forme narra-

tive. Le biais lié aux réponses a été pris en considération en supprimant certaines questions suggestives ou répétitives. Les contraintes de temps associées à une entrevue téléphonique et la fatigue des répondants ont également dicté la longueur de l'enquête.

L'approche Delphi a été utilisée pour atteindre un consensus quant au contenu. En général, les questions dont les réponses seraient difficiles à analyser ou à interpréter ont été supprimées. De même, celles dont les réponses seraient difficiles à transposer en recommandations pratiques ont également été supprimées. Ont été écartés les concepts qui étaient déjà ciblés dans l'ESCC principale et sur lesquels des renseignements pouvaient donc être obtenus par jumelage (p. ex. nutrition ou activité physique), qui étaient trop vastes pour être traités adéquatement (p. ex. indice de l'état de santé, étapes du changement), qui nécessitaient une explication détaillée (p. ex. attentes relatives à l'auto-efficacité) ou qui auraient mené à des catégories de réponses trop peu nombreuses pour être analysées. Le contenu final de la version anglaise de l'enquête a été traduit en français pour pouvoir mettre en œuvre l'enquête dans les deux langues officielles du Canada et l'exactitude du contenu traduit a été vérifiée.

### *Examen externe*

À l'aide d'une version provisoire du questionnaire, 15 membres du PECH (taux de réponse de 30 %) ont examiné l'enquête et donné une rétroaction détaillée, ce qui a permis de confirmer le choix des principales catégories de contenu et de combler les éventuelles lacunes. Certaines des recommandations formulées excédaient la portée de l'enquête, par exemple le rappel alimentaire de 24 heures, le recours à des cliniques spécialisées, la surveillance ambulatoire de la pression artérielle, l'exploration d'autres maladies cardiovasculaires et le risque global de maladie cardiovasculaire. Cependant, des catégories ont été ajoutées ou élargies, notamment l'utilité et la disponibilité de matériel éducatif écrit sur l'hypertension, la connaissance des principaux enjeux et

les obstacles à l'observance des modifications apportées au mode de vie.

### Tests qualitatifs

Statistique Canada a soumis les versions anglaise et française de l'enquête à des tests qualitatifs afin d'en évaluer la clarté, la validité apparente, le déroulement du questionnaire, la facilité d'administration ainsi que les réponses auprès d'un sous-échantillon de répondants souffrant d'hypertension ou ayant déjà reçu un diagnostic d'hypertension (quel que soit leur traitement pharmacologique contre l'hypertension), sélectionnés au hasard parmi environ 10 000 répondants à l'ESCC de 2007. Tout a été mis en œuvre pour obtenir un échantillon le plus diversifié possible en termes d'âge, de sexe, de niveau de scolarité, de revenu et de lieu de résidence (centre-ville/grande région métropolitaine). Le consentement verbal a été obtenu au moment de la sélection des participants, qui ont été informés que l'entrevue serait enregistrée et se déroulerait sous l'observation de membres du personnel.

Une heure a été accordée pour chaque entrevue en personne. Sur les 16 entrevues prévues, 13 ont été menées à terme (8 en anglais et 5 en français). Pendant les entrevues, des membres de l'équipe observaient les réactions des participants à propos du contenu ainsi que leur volonté et leur capacité de fournir des réponses. Les intervieweurs ont posé des questions aux participants sur les mesures de leur pression artérielle et sur l'observance de leurs médicaments pour l'hypertension et leur ont demandé de formuler des commentaires généraux à propos du contenu de l'enquête. En raison de la petite taille de l'échantillon, les résultats ont été utilisés pour leur valeur qualitative et n'ont pas été considérés comme représentatifs du point de vue statistique. Au moment des tests, il a fallu entre 30 et 40 minutes pour l'administration du questionnaire, d'où la nécessité de le raccourcir afin de réduire de 15 minutes la durée totale de l'entrevue (compte tenu du fait que la version française était plus longue). De plus, l'ordre des questions a été revu afin d'améliorer le déroulement de l'entrevue, les questions délicates et les périodes

de référence ont été modifiées, le niveau de langue a été simplifié, la terminologie et les traductions ont été clarifiées et les clés de correction et les questions à sauter ont été revues afin de mieux tenir compte des réponses réelles.

### Questionnaire final

Le questionnaire final de 20 minutes comprenait huit modules axés spécifiquement sur l'hypertension (tableau 1), des modules d'introduction et de conclusion (totalisant cinq minutes), ainsi qu'un module sur l'état de santé général. Le questionnaire complet est accessible sur le site Web de Statistique Canada ([www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/5160\\_Q4\\_V1-fra.htm](http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/5160_Q4_V1-fra.htm)). Les entrevues ont été réalisées à l'aide d'une application d'entrevue téléphonique assistée par ordinateur (ETAO), qui a facilité l'administration uniforme du questionnaire d'enquête. L'application d'ETAO a contrôlé l'enchaînement logique des questions, a précisé les plages de réponses valides, a fourni les valeurs minimales et maximales liées aux réponses quantitatives et les procédures normalisées en cas de non-réponse<sup>16</sup>. L'application a été soumise à des tests de bout en bout dans un environnement simulé de collecte de données.

### Population cible

La population cible de l'EPMCC-H était constituée des adultes canadiens (20 ans et plus) ayant reçu un diagnostic d'hypertension, avec l'ESCC comme base de sondage. L'ESCC est une enquête transversale nationale qui a permis d'obtenir, auprès de la population canadienne, des données autodéclarées sur l'état de santé, l'utilisation des soins de santé et les déterminants de la santé depuis 2000<sup>17-19</sup>. L'EPMCC-H a fourni des renseignements détaillés sur les personnes souffrant d'hypertension tout en permettant le jumelage avec l'ESCC principale, ce qui a permis d'obtenir des données supplémentaires sur les caractéristiques sociodémographiques et les facteurs de risque.

La population admissible à l'EPMCC-H de 2009 était constituée des Canadiens vivant dans un ménage privé de l'une des dix

provinces. Les résidents des trois territoires du Nord n'ont pas été interrogés en raison de la petite taille de l'échantillon, qui aurait rendu impossible la pondération adéquate des résultats afin qu'ils représentent tous les résidents. Ont également été exclus de l'ESCC, et donc de l'EPMCC-H de 2009, les membres à temps plein des Forces canadiennes, la population vivant dans les réserves indiennes ou sur les terres de la Couronne, ainsi que les résidents d'établissements ou de certaines régions éloignées (représentant ensemble moins de 2 % de la population cible)<sup>16,18</sup>.

Afin de cerner la population cible de l'EPMCC-H, on a utilisé un module standard de l'ESCC invitant les répondants à déclarer s'ils souffraient d'une maladie chronique, diagnostiquée par un professionnel de la santé et durant depuis six mois et plus. Les répondants âgés de 20 ans ou plus et ayant répondu « oui » à la question « Souffrez-vous d'hypertension artérielle? » ou « Au cours du dernier mois, avez-vous pris des médicaments pour l'hypertension? » (total de  $n = 17\,437$ ) étaient admissibles<sup>16</sup>. Les femmes dont l'hypertension était associée à la grossesse ont été exclues. Seul le répondant à l'ESCC, et non tout le ménage, était considéré comme admissible. Les entrevues par procuration n'étaient pas permises.

### Méthode d'échantillonnage

Des analyses de l'échantillon ont été effectuées à divers cycles de l'ESCC durant l'élaboration de l'EPMCC. Dans toutes ces analyses, la méthode d'échantillonnage par grappes à plusieurs degrés qui a été appliquée était similaire. Pour commencer, nous avons réparti les données brutes non pondérées de tous les répondants souffrant d'hypertension qui étaient disponibles dans divers domaines (sexe; groupe d'âge : 20-44 ans, 45-64 ans, 65-74 ans, 75 ans ou plus; province; région : Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, Colombie-Britannique) et dans diverses combinaisons de domaines pour être sûrs de disposer de suffisamment de données finales dans ces domaines. L'administration de l'enquête à l'ensemble de cette population n'était pas réalisable. De plus, certains de ces répondants

**TABEAU 1**  
**Modules du questionnaire de l'EPMCC-H de 2009**

Module de l'EPMCC-H <sup>a</sup>		Type de contenu	Nombre de questions <sup>b</sup>	Brève description
1	Introduction de l'enquête	Administratif	0	Présente au répondant le contexte et l'objectif de l'enquête.
2	État de santé général	Général	5	Invite le répondant à répondre à des questions au sujet de son état de santé général avant de l'amener à des questions axées spécifiquement sur l'hypertension.
3	Confirmation d'un diagnostic d'hypertension	Axé sur l'hypertension	5	Permet de confirmer que le répondant fait partie de la population cible et invite le répondant à indiquer l'âge qu'il avait au moment où il a reçu son diagnostic.
4	Mesure de la pression artérielle	Axé sur l'hypertension	9	Sert à obtenir de l'information sur la dernière fois où la pression artérielle du répondant a été mesurée, y compris la pression diastolique et la pression systolique ainsi que les valeurs cibles, et à savoir si le répondant dispose d'un plan pour contrôler sa pression artérielle.
5	Consommation de médicaments	Axé sur l'hypertension	9 (10) <sup>c</sup>	Porte sur la pharmacothérapie dans son ensemble ainsi que sur la pharmacothérapie contre l'hypertension, et vise à déterminer l'observance du traitement.
6	Utilisation des services de soins de santé	Axé sur l'hypertension	7	Invite le répondant à répondre à des questions au sujet de son interaction avec divers professionnels de la santé au cours des 12 mois précédant l'enquête.
7	Recommandations cliniques	Axé sur l'hypertension	8	Sert à documenter les recommandations précises formulées au répondant par un professionnel de la santé pour l'aider à contrôler sa pression artérielle.
8	Autogestion	Axé sur l'hypertension	14 (22) <sup>d</sup>	Porte sur les recommandations que le répondant a tenté de suivre, la mesure dans laquelle il prend en charge sa condition et les obstacles auxquels il s'est heurté.
9	Autosurveillance de la pression artérielle	Axé sur l'hypertension	6	Porte sur la surveillance de la pression artérielle à l'extérieur du cabinet du médecin et sur ce que signifient pour le répondant les renseignements à ce sujet.
10	Information et formation	Axé sur l'hypertension	8	Concerne l'information au sujet de l'hypertension : source(s) d'information, type de matériel/ressources accessibles, matériel/ressources dont le répondant préférerait disposer.
11	Administration	Administratif	4	Sert à conclure l'enquête et à obtenir la permission du répondant concernant le partage et le jumelage des renseignements recueillis.

Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; EPMCC-H, Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension.

<sup>a</sup> Les 11 modules associés à l'EPMCC-H sont reliés à l'ESCC de 2008, ce qui représente en tout 87 modules permettant d'effectuer des analyses.

<sup>b</sup> Le nombre de questions posées à chaque répondant dépend de l'enchaînement des questions et de l'admissibilité du répondant aux différentes questions.

<sup>c</sup> Bien que ce module comprenne 9 questions, l'une d'elles comporte deux parties, ce qui donne en tout 10 questions.

<sup>d</sup> Bien que ce module comprenne 14 questions, plusieurs d'entre elles comportent diverses parties, ce qui donne en tout 22 questions.

devaient participer à la composante de l'arthrite de l'EPMCC. Étant donné que les questionnaires des deux composantes de l'enquête devaient être administrés en même temps, les répondants choisis pour répondre au questionnaire d'une composante devenaient inadmissibles à l'autre composante, même s'ils souffraient des deux maladies. Ainsi, les données brutes ont été filtrées dans chaque domaine afin de créer un échantillon brut de répondants souffrant d'hypertension et admissibles à l'EPMCC-H. Durant ce processus, l'échantillon a été réparti en fonction des

proportions relatives de cas d'arthrite et d'hypertension dans l'enquête principale, pour que la taille des cellules des deux enquêtes soit suffisante pour la réalisation d'analyses. Dans certains domaines, toutes les données brutes ont été conservées pour que l'échantillon soit suffisant.

Par la suite, l'échantillon brut a été ajusté à nouveau, cette fois en tenant compte de la perte d'échantillon probable. Le taux de réponse était estimé à 70 %, ce qui correspondait à environ 10 % de perte

en raison de l'échec du recrutement ou du refus d'autoriser le partage/jumelage des données, et 20 % de perte en raison de l'absence de réponse. Un facteur d'ajustement de 0,70 a ainsi été appliqué à chaque domaine. Cela a permis d'obtenir le nombre de répondants souhaité pour l'administration du questionnaire d'enquête et a servi de base pour les analyses subséquentes de l'échantillon décrites ci-dessous.

Au démarrage de l'élaboration de l'EPMCC, nous avons utilisé le fichier de



l'ESCC de 2005 pour évaluer la possibilité d'obtenir des échantillons suffisants pour mener simultanément les enquêtes sur l'arthrite et l'hypertension. Les analyses ont été centrées sur l'estimation de la taille minimale de l'échantillon nécessaire pour produire des estimations fiables pour chaque domaine. Pour l'hypertension, il fallait disposer d'un échantillon d'au moins 1 324 répondants, en utilisant comme hypothèse un effet du plan de sondage fixé à 2,8 pour le groupe d'âge et le sexe, étant donné que la variance de l'échantillon était environ 2,8 fois plus élevée qu'elle ne l'aurait été si l'enquête avait été fondée sur une sélection aléatoire. Pour la province et la région, l'effet du plan de sondage a été fixé à 3. Les résultats de cette analyse de l'échantillon ont confirmé que les populations disponibles étaient suffisantes pour mener des enquêtes indépendantes sur l'arthrite et l'hypertension.

Peu avant d'administrer l'enquête, nous avons utilisé le fichier de l'ESCC de 2007 pour évaluer la possibilité de publication des résultats. Le but était de déterminer le taux de prévalence minimal requis, par domaine, pour obtenir un coefficient de variation (CV) préétabli de 16,5 %. Bien que le CV maximal soit généralement de 33,3 %, seuil au-delà duquel les données seraient considérées comme non publiables, le CV ciblé, plus conservateur (égal ou inférieur à 16,5 %), garantissait des estimations fiables. Un tel CV rendait les estimations fiables pour la plupart des groupes d'âge et selon le sexe, mais seules les estimations nationales ou régionales étaient publiables.

Enfin, pour déterminer la population admissible à l'EPMCC-H de 2009, nous avons choisi les répondants à partir des données vérifiées du fichier de l'ESCC de 2008. Le nombre de répondants admissibles sélectionnés a été augmenté autant que possible (d'environ 6 000 à 9 055 répondants) afin d'atténuer l'effet des non-réponses et des cas excédant la portée de l'enquête. D'autres renseignements, dont la répartition de l'échantillon admissible par domaine, sont disponibles à l'adresse [http://www.statcan.gc.ca/imdb/bmdi/document/5160\\_D5\\_T1\\_V1-fra.htm](http://www.statcan.gc.ca/imdb/bmdi/document/5160_D5_T1_V1-fra.htm).

### *Recrutement, collecte des données et traitement*

Le recrutement en vue de l'EPMCC-H de 2009 a commencé à la mi-janvier 2009, avec l'envoi par la poste de lettres de présentation aux répondants sélectionnés, suivi par des entrevues téléphoniques. Différentes mesures ont été prises afin de maximiser le taux de réponse, notamment l'envoi de ces lettres par la poste, le fait d'offrir au répondant la possibilité de choisir un moment qui lui convenait pour l'entrevue, le dépistage des répondants ayant déménagé ou dont les numéros de téléphone étaient invalides, et le fait de mener l'entrevue en français ou en anglais, selon le choix du répondant<sup>16</sup>. Les intervieweurs devaient communiquer aux répondants le titre de l'enquête, son but et la loi en vertu de laquelle elle était menée, le caractère volontaire de la participation et le fait que les renseignements personnels seraient protégés. Les répondants devaient donner leur consentement verbal éclairé pour participer.

La collecte des données a commencé le 3 février 2009 et a duré trois mois. Entre avril et décembre 2009, les données ont été soumises à des processus de traitement, d'estimation et de documentation. Dans le cas des répondants ayant autorisé le jumelage et le partage de leurs données, les renseignements fournis dans le cadre de l'EPMCC-H de 2009 ont été couplés à ceux de l'ESCC de 2008. Afin d'en protéger la confidentialité, toutes les données d'identification personnelle ont été supprimées du fichier de partage-jumelage. Les données étaient prêtes en décembre 2009 et ont été transmises à l'ASPC, à Santé Canada et aux ministères provinciaux de la Santé. Les chercheurs et les tiers peuvent accéder aux fichiers principaux par l'intermédiaire des Centres de données de recherche dirigés par Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca/rdc-cdr/process-fra.htm>).

### *Analyse des données*

Afin que les estimations soient représentatives de la population cible, des poids d'enquête ont été produits. Fondées sur l'échantillon final de l'EPMCC-H, les valeurs des poids correspondaient au

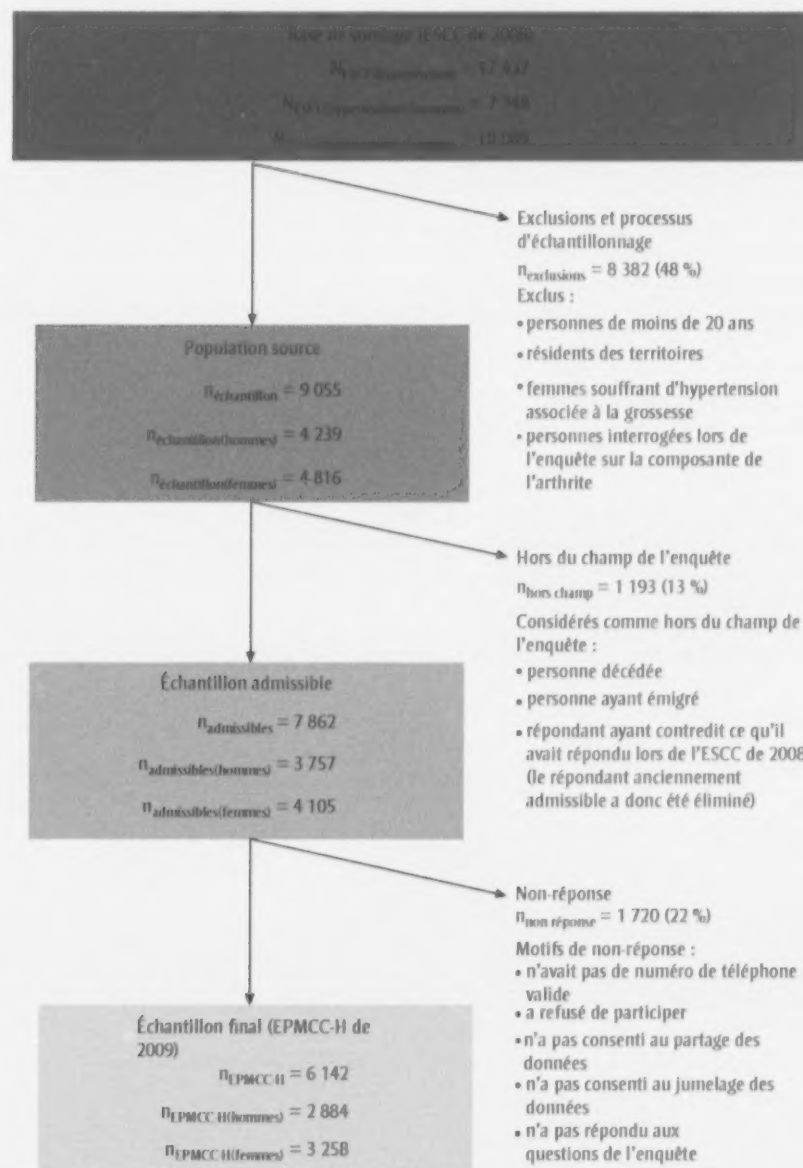
nombre de personnes faisant partie de la population canadienne représentée par chaque répondant. Les poids d'enquête et les répliques *bootstrap* ont été rajustés afin de prendre en compte les cas excédant la portée de l'enquête, les non-réponses et les cas où le répondant refusait que ses données soient partagées<sup>16,20</sup>. Afin de comparer, entre les deux enquêtes, les caractéristiques des répondants souffrant d'hypertension, la population de l'ESCC de 2008 a été limitée aux adultes de 20 ans et plus et les résidents des territoires et les femmes enceintes ont été exclus. Les estimations ont été pondérées à l'aide des poids appropriés pour chaque enquête, et la méthode de rééchantillonnage *bootstrap* a été utilisée pour déterminer les intervalles de confiance (IC) à l'aide de SAS Enterprise Guide, version 4 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, É.-U.). La diffusion des données a été soumise aux lignes directrices en matière de qualité des données énoncées par Statistique Canada pour ce qui est de l'arrondissement et des erreurs dues à l'échantillonnage<sup>16</sup>.

## **Résultats**

### *Population de l'échantillon final*

La figure 1 illustre la participation des répondants à l'EPMCC-H de 2009. Un total de 17 437 répondants ayant déclaré avoir reçu un diagnostic d'hypertension dans le cadre de l'ESCC de 2008 a constitué la base de sondage. La perte prévue entre la base de sondage et l'échantillon final de l'EPMCC-H de 2009 reposait sur des critères d'exclusion préétablis (répondants de moins de 20 ans, résidents des territoires, femmes souffrant uniquement d'hypertension associée à la grossesse) et sur des personnes contactées se révélant être des cas hors du champ de l'enquête (décès, déménagement, faux positif, faux négatif). En réalité, la proportion de cas hors du champ de l'EPMCC-H (13 %) a dépassé les estimations prévues (10 %), en grande partie en raison de la classification inappropriée des répondants. Un résultat était considéré comme un faux positif si le répondant initialement inclus dans la population cible de l'EPMCC-H déclarait par la suite ne pas souffrir d'hypertension, ce qui pouvait notamment

FIGURE 1  
Participation des répondants à l'EPMCC-H de 2009<sup>a</sup>



Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; EPMCC-H, Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension.

<sup>a</sup> Chiffres non pondérés.

relever de l'insistance à ce que le diagnostic ait été posé par un professionnel de la santé, éliminant ainsi les personnes ayant diagnostiqué elles-mêmes leur maladie ou ayant mal interprété la question initiale. Les faux négatifs ont pu provenir d'une perte de répondants souffrant réellement d'hypertension, mais ayant

répondu « non » aux questions de sélection, certains participants pouvant avoir répondu ainsi pour diverses raisons, notamment pour éviter de participer à l'EPMCC-H.

Au cours du processus d'élaboration, d'administration et de traitement de

l'enquête, certains répondants admissibles ont également pu être écartés s'ils avaient été inclus dans l'échantillon de la composante de l'arthrite, s'ils ne voulaient pas que l'on communique avec eux après qu'ils eurent répondu à l'ESCC de 2008, s'ils étaient absents à plusieurs reprises au moment de l'entrevue, s'ils refusaient de

répondre à l'enquête ou s'ils refusaient que leurs données soient couplées ou utilisées. Le taux de succès, c'est-à-dire le nombre de personnes faisant partie de l'échantillon admissible et ayant été interrogées ( $n = 7\,862$ ) en tant que proportion de la population source ( $n = 9\,055$ ), variait chez les hommes de 75,2 % pour les 20-44 ans à 93,1 % pour les 65-74 ans<sup>16</sup>. De manière similaire, chez les femmes, le taux de succès le plus faible était chez les répondantes des groupes d'âge inférieurs (51,1 %) et le plus élevé dans le groupe des 65-74 ans (94,7 %)<sup>16</sup>. Le taux de réponse, c'est-à-dire l'échantillon final de répondants à l'enquête ( $n = 6\,142$ ) par rapport à l'échantillon admissible ( $n = 7\,862$ ), variait également, passant d'un taux faible dans le groupe des 20-44 ans (hommes : 65,6 %; femmes : 71,7 %) à un taux élevé dans le groupe des 65-74 ans (hommes : 79,7 %; femmes : 82,1 %)<sup>16</sup>. L'échantillon final disponible pour l'analyse comprenait 6 142 répondants, soit un taux de réponse global de 78,1 %.

#### Caractéristiques de la population

Le tableau 2 présente une comparaison de certaines caractéristiques sociodémographiques et liées à la santé des répondants de 20 ans et plus qui avaient déclaré souffrir d'hypertension dans le fichier partagé de l'ESCC de 2008 et des répondants à l'EPMCC-H de 2009. L'échantillon de l'EPMCC-H de 2009 était représentatif de la population de l'ESCC pour ce qui est de l'origine ethnique, de l'indice de masse corporelle, du tabagisme, du diabète auto-déclaré, de l'accès à un médecin régulier et du nombre de consultations médicales au cours de la dernière année. Quelques indicateurs étaient significativement différents (c'est-à-dire valeur de  $p < 0,05$  ou IC ne se chevauchant pas). Pour ce qui est de l'EPMCC-H, l'âge moyen de la population était de 61,2 ans (IC à 95 % : 60,8 à 61,6) alors qu'il était de 62,2 ans (IC à 95 % : 61,8 à 62,5) pour l'ESCC de 2008, une proportion plus élevée de répondants détenaient un diplôme d'études postsecondaires (EPMCC-H : 52,0 %, IC à 95 % : 49,7 % à 54,2 %; ESCC : 47,5 %, IC à 95 % : 46,1 % à 48,9 %) et une proportion plus faible de répondants ont déclaré prendre des médicaments pour contrôler l'hypertension (EPMCC-H : 82,5 %, IC à 95 % : 80,9 % à

84,1 %; ESCC : 88,6 %, IC à 95 % : 87,7 % à 89,6 %). Des différences significatives fondées sur une valeur de  $p$  inférieure à 0,05 ont été observées pour certaines catégories relevant d'autres variables, notamment le sexe masculin, l'état de santé autoévalué considéré comme mauvais/passable, le niveau d'activité physique considéré comme actif, le revenu ainsi que les maladies du cœur et les AVC autodéclarés. Cependant, dans ces cas, les IC se chevauchaient et le rapport des proportions était proche de 1 (variant de 0,87 à 1,27).

#### Caractéristiques de la participation au sondage

Une analyse de la fréquence non pondérée a révélé que la plupart des questions avaient moins de 1 % de données manquantes (non présentées). Même si les options « ne sait pas » (NSP) et « refus » (R) étaient offertes pour la plupart des questions, ces catégories de réponses n'étaient pas lues à voix haute. Les questions dont la prévalence des réponses NSP, R ou « non précisé » était plus élevée étaient associées à certains sujets. Par exemple, on demandait aux répondants d'indiquer leur pression systolique et leur pression diastolique. On s'attendait à ce que les répondants aient de la difficulté à fournir ces données, et respectivement 18,0 % et 22,3 % des répondants n'ont pas fourni de réponse valide quant à leur pression systolique et diastolique. Néanmoins, ces questions étaient intentionnellement posées afin d'offrir une information de base sur la sensibilisation et les connaissances de la population à propos de l'hypertension.

Dans la plupart des cas, les échelles de réponse et la répartition par catégorie étaient raisonnables. Toutefois, pour certaines questions concernant l'état de santé général dont l'échelle de réponse comprenait cinq catégories (« excellent », « très bon », « bon », « passable » et « mauvais »), la réponse la plus fréquente était « bon », ce qui représente une tendance centrale. Cela laisse croire que le format de certaines échelles pourrait avoir contribué à l'obtention de réponses neutres.

## Analyse

L'enquête par sondage présentée ici englobe un grand nombre de questions touchant les Canadiens souffrant d'hypertension, comme la connaissance des niveaux de pression artérielle, les pratiques en matière d'autosurveillance, les recommandations cliniques, la pharmacothérapie ainsi que les stratégies d'autogestion et les obstacles à l'autogestion. L'EPMCC-H a déjà permis la production de plusieurs résultats et l'établissement d'un profil fiable des Canadiens souffrant d'hypertension.

Plus précisément, l'enquête a permis de conclure que le taux d'utilisation des médicaments pour l'hypertension était élevé au Canada (82,5 % des adultes souffrant d'hypertension), et que 10 % des personnes hypertendues contrôlaient leur hypertension en modifiant seulement leur mode de vie<sup>21,22</sup>. Parmi ceux qui prenaient des médicaments pour l'hypertension, ni l'augmentation du nombre de médicaments ni la fréquence de la prise des médicaments n'ont été associées à une non-observance du traitement<sup>21</sup>. Un nombre impressionnant de répondants – la majorité – ont déclaré avoir recours à des stratégies fondées sur la modification du mode de vie, mais moins de la moitié ont indiqué appliquer ces mesures de façon constante, et une proportion déconcertante de répondants ont indiqué que leur professionnel de la santé ne leur fournissait pas de conseils à propos des diverses stratégies axées sur la modification du mode de vie<sup>22,24</sup>. En outre, Gee et collab.<sup>24</sup> ont observé que les obstacles à l'abandon des comportements négatifs pour la santé différaient des obstacles à l'adoption de comportements sains.

Nous avons généré les profils des sous-groupes à risque plus élevé, dont les personnes qui risquent de ne pas adopter de stratégie visant à modifier leur mode de vie ou celles pour qui la probabilité de surveiller leur pression artérielle à l'extérieur du cabinet du médecin est moins élevée<sup>24,25</sup>. Divers impacts négatifs ont été associés au fait qu'un répondant croie avoir peu de contrôle sur son hypertension et au fait qu'un professionnel de la santé ne fournisse pas de conseils ou de

**TABEAU 2**  
**Comparaison des caractéristiques de la population source souffrant d'hypertension (ESCC de 2008) et de celles des répondants à l'EPMCC-H de 2009**

	Population souffrant d'hypertension, 20 ans et plus				valeur de $p^d$	Ratio ESCC:EPMCC-H
	ESCC de 2008 (n = 13 896 <sup>a</sup> )		EPMCC-H de 2009 (n = 6 142)			
	n <sup>b</sup>	% <sup>c</sup> (IC à 95 %)	n <sup>b</sup>	% <sup>c</sup> (IC à 95 %)		
<b>Sexe</b>						
Homme	5 961	48,2 (47,1 à 49,4)	2 884	46,7 (45,1 à 48,4)	0,03 <sup>e</sup>	1,03
<b>Âge</b>						
20 à 44 ans	982	10,1 (9,2 à 11,1)	629	11,2 (10,1 à 12,2)	0,04 <sup>e</sup>	0,90
45 à 64 ans	5 411	45,4 (44,1 à 46,7)	2 025	48,0 (46,2 à 49,8)	0,0009 <sup>f</sup>	0,95
65 ans et plus	7 503	44,5 (43,4 à 45,6)	3 484	40,8 (39,2 à 42,4)	< 0,0001 <sup>f</sup>	1,09
Moyenne		62,2 (61,8 à 62,5)		61,2 (60,8 à 61,6)	< 0,0001 <sup>f</sup>	1,02
<b>Origine ethnique</b>						
Blanc	12 535	85,3 (83,8 à 86,8)	5 676	86,8 (84,6 à 89,0)	0,13	0,98
Autochtone hors réserve	419	2,4 (2,0 à 2,7)	174	2,1 (1,6 à 2,6)	0,35	1,14
Autre	629	12,4 (10,9 à 13,8)	261	11,0 (8,9 à 13,2)	0,20	1,13
<b>Niveau de scolarité</b>						
Inférieur au diplôme d'études secondaires	4 419	25,9 (24,7 à 27,2)	1 798	23,3 (21,5 à 25,1)	0,001 <sup>e</sup>	1,11
Diplôme d'études secondaires	2 170	16,8 (15,7 à 17,9)	961	17,6 (15,7 à 19,4)	0,37	0,95
Études postsecondaires	772	6,2 (5,4 à 6,8)	358	7,2 (5,9 à 8,4)	0,06	0,86
Diplôme d'études postsecondaires	6 177	47,5 (46,1 à 48,9)	2 988	52,0 (49,7 à 54,2)	< 0,0001 <sup>f</sup>	0,91
<b>Revenu total du ménage</b>						
Moins de 15 000 \$	1 247	7,1 (6,4 à 7,8)	473	6,1 (5,0 à 7,2)	0,04 <sup>e</sup>	1,16
15 000 à 29 999 \$	3 106	19,4 (18,3 à 20,5)	1 410	19,5 (17,7 à 21,4)	0,85	0,99
30 000 à 49 999 \$	2 846	21,9 (20,7 à 23,1)	1 351	20,0 (18,2 à 21,7)	0,02 <sup>e</sup>	1,10
50 000 à 79 999 \$	2 526	24,8 (23,2 à 26,3)	1 255	23,7 (21,6 à 25,8)	0,29	1,05
Plus de 80 000 \$	2 100	26,8 (25,3 à 28,4)	1 058	30,7 (28,0 à 33,4)	0,0007 <sup>f</sup>	0,87
<b>Auto-évaluation de l'état de santé</b>						
Mauvais/passable	3 861	27,1 (25,8 à 28,4)	1 431	25,1 (22,8 à 27,4)	0,04 <sup>e</sup>	1,08
Bon	5 271	38,4 (37,0 à 39,8)	2 370	39,7 (37,2 à 42,2)	0,25	0,97
Très bon/excellent	4 728	34,5 (33,1 à 36,0)	2 335	35,2 (32,9 à 37,6)	0,49	0,98
<b>IMC (kg/m<sup>2</sup>)</b>						
Moins de 25 (sous la normale/poids santé)	3 873	29,8 (28,4 à 31,2)	1 792	28,5 (26,5 à 30,6)	0,17	1,05
25 à 29 (embonpoint)	5 103	39,3 (37,8 à 40,8)	2 415	38,4 (36,1 à 40,8)	0,42	1,02
30 et plus (obésité)	4 098	30,9 (29,6 à 32,3)	1 805	33,0 (30,6 à 35,4)	0,05	0,94
<b>Niveau d'activité physique</b>						
Actif	2 286	16,8 (15,8 à 17,8)	1 177	18,5 (16,9 à 20,1)	0,02 <sup>e</sup>	0,91
Modérément actif	3 157	22,8 (21,6 à 23,9)	1 490	23,2 (21,3 à 25,0)	0,61	0,98
Inactif	8 022	56,8 (55,4 à 58,2)	3 472	58,4 (56,2 à 60,5)	0,11	0,97
<b>Tabagisme</b>						
Fumeur quotidien	1 984	14,1 (13,2 à 15,0)	842	14,0 (12,5 à 15,5)	0,90	1,01
Fumeur occasionnel	311	2,3 (1,8 à 2,8)	149	3,1 (2,1 à 4,2)	0,08	0,74
Non-fumeur	11 564	83,2 (82,2 à 84,3)	5 149	82,9 (81,1 à 84,7)	0,64	1,00
<b>Comorbidités</b>						
Diabète	2 830	20,3 (19,1 à 21,5)	1 172	19,2 (17,0 à 21,3)	0,21	1,06
Maladies du coeur	2 590	16,3 (15,4 à 17,3)	1 077	14,7 (13,0 à 16,4)	0,03 <sup>e</sup>	1,11
Séquelles d'un AVC	627	3,8 (3,3 à 4,2)	223	3,0 (2,4 à 3,6)	0,006 <sup>e</sup>	1,27

Suite page suivante



**TABEAU 2 (Suite)**  
**Comparaison des caractéristiques de la population source souffrant d'hypertension (ESCC de 2008) et de celles des répondants à l'EPMCC-H de 2009**

	Population souffrant d'hypertension, 20 ans et plus		valeur de $p^d$		Ratio ESCC:EPMCC-H
	ESCC de 2008 (n = 13 896 <sup>a</sup> )	EPMCC-H de 2009 (n = 6 142)			
	n <sup>b</sup>	% <sup>c</sup> (IC à 95 %)	n <sup>b</sup>	% <sup>c</sup> (IC à 95 %)	
<b>Soins médicaux</b>					
A un médecin de famille	13 179	94,9 (94,3 à 95,6)	5 825	95,1 (94,2 à 96,0)	0,72
Prend des médicaments pour l'hypertension	12 717	88,6 (87,7 à 89,6)	5 171	82,5 (80,9 à 84,1)	< 0,0001 <sup>f</sup>
Nombre moyen de consultations médicales au cours de la dernière année		5,6 (5,4 à 5,8)		5,7 (5,3 à 6,0)	0,74

Abréviations : EPMCC-H, Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada – composante de l'hypertension; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; IMC, indice de masse corporelle.

<sup>a</sup> Les données de l'ESCC sont fondées sur le fichier partagé. L'échantillon du présent tableau (n = 13 896) ne correspond pas à l'échantillon de la base de sondage (n = 17 437) (figure 1), étant donné que des critères d'exclusion ont été appliqués ici (moins de 20 ans, résidents des territoires, femmes souffrant d'hypertension associée à la grossesse); par ailleurs, ici on inclut les personnes souffrant d'arthrite, alors que dans la figure 1, certaines personnes interrogées peuvent avoir été retirées ultérieurement en vue de la composante de l'arthrite.

<sup>b</sup> Chiffres non pondérés.

<sup>c</sup> Les proportions sont fondées sur des chiffres pondérés afin de refléter la population canadienne vivant dans les dix provinces.

<sup>d</sup> Les valeurs de  $p$  ont été établies à l'aide de tests  $z$  afin de déterminer les différences statistiquement significatives entre les deux ratios.

<sup>e</sup> Différences statistiquement significatives si  $p < 0,05$ . Cependant, il convient de noter que les IC se chevauchent et que la différence entre les populations est faible.

<sup>f</sup> Différences statistiquement significatives si  $p < 0,05$ ; les IC ne se chevauchent pas.

renseignements sur la gestion du mode de vie<sup>23,26</sup>. Ce type de résultat pourrait orienter des interventions ciblées.

Dans l'ensemble, l'EPMCC-H de 2009 est représentative de sa population source, bien que les répondants à l'EPMCC-H soient plus jeunes et davantage scolarisés, et qu'il soit moins probable qu'ils suivent un traitement antihypertenseur. Ce biais potentiel de sélection pourrait notamment faire en sorte que les données représentent un groupe chez qui le diagnostic est plus récent, peut-être plus en santé, souffrant d'hypertension pendant des périodes plus courtes. En se fondant uniquement sur les valeurs de  $p$ , d'autres différences sont aussi statistiquement significatives, bien que les IC se chevauchent et que l'ampleur relative d'une proportion comparée à une autre équivalait presque à 1. En résumé, malgré le fait que les valeurs de  $p$  soient statistiquement significatives, il n'existe peut-être pas de différences importantes, et il revient aux utilisateurs de déterminer si cela a une incidence sur leurs analyses.

#### Forces et limites

D'un point de vue plus général, l'EPMCC-H de 2009 a été élaborée afin d'être repré-

sentative à l'échelle nationale. Cependant, la représentativité des données pour la population canadienne pourrait être limitée en raison de l'exclusion des territoires et de certaines populations. Selon les données administratives, le taux d'incidence normalisé selon l'âge de l'hypertension au Yukon est très supérieur à la moyenne canadienne (37,7 par 1 000 habitants contre 25,8), mais le taux de prévalence normalisé selon l'âge est inférieur (17,9 % contre 19,6 %) <sup>1,2</sup>. Il serait intéressant d'étudier le diagnostic et la prise en charge de l'hypertension au Yukon. De plus, d'autres populations qui ont pu être exclues (p. ex. certains groupes ethniques) auraient probablement présenté des caractéristiques différentes<sup>27</sup>. Le fait que l'EPMCC-H ait été administrée en deux langues seulement a peut-être causé l'exclusion de certains des 493 (1,7 %; données non pondérées) participants qui avaient initialement répondu à l'ESCC de 2008 dans une langue autre que l'anglais ou le français. Pour les enquêtes à venir, le suréchantillonnage des populations vulnérables ou ethniques est donc encouragé.

Il est bien connu que les enquêtes fondées sur des données fournies par les répondants sont limitées parce qu'elles peuvent

être sujettes à diverses erreurs, liées ou non à l'échantillonnage, par exemple un biais lié aux réponses, un biais de rappel ou une erreur de classification non différentielle. Étant donné que l'enquête visait à comprendre la façon dont les personnes souffrant d'hypertension prennent en charge leur maladie, la population cible était composée de personnes ayant déclaré avoir reçu un diagnostic d'hypertension et excluait les personnes atteintes d'hypertension non diagnostiquée. Bien que la majorité des Canadiens souffrant d'hypertension (83 %) soient au courant de leur condition<sup>3</sup>, l'exactitude de l'état autodéclaré quant à l'hypertension demeure incertaine. Nous avons vu que des personnes n'ayant reçu aucun diagnostic peuvent avoir déclaré souffrir de la maladie (faux positif), tandis que des personnes dont l'hypertension est contrôlée peuvent déclarer ne pas souffrir de la maladie (faux négatif). Cependant, le taux d'erreur de classification est probablement inférieur dans l'EPMCC-H, compte tenu du fait que ces cas ont été repérés au cours du processus de sélection.

On a tenté de déterminer si les changements apportés au mode de vie étaient attribuables au fait d'avoir reçu un diagnostic d'hypertension. En fait, la mo-

dification du mode de vie peut être influencée par de nombreux facteurs autres qu'un diagnostic. Cette enquête présente en outre une autre limite : en effet, bien que le jumelage avec l'ESCC ait permis d'obtenir d'autres variables et d'améliorer l'efficacité de l'enquête, les caractéristiques des participants peuvent avoir changé entre le moment où les deux enquêtes ont été menées (moyenne de 8,5 mois)<sup>26</sup>, ce qui peut avoir entraîné des erreurs de classification. Statistique Canada a pris certaines mesures afin de réduire les erreurs relatives aux enquêtes, par exemple en utilisant le système d'ETAO et en offrant une formation approfondie aux intervieweurs afin de réduire au minimum le taux de non-réponse. Dans le cas de l'EPMCC-H en particulier, l'Institut de recherche en santé Lawson a lancé une étude de validation afin de comparer, au moyen de la méthode de test-retest, les réponses fournies par deux populations souffrant d'hypertension.

## Conclusion

L'EPMCC-H de 2009 fournit des données nouvelles et exhaustives sur le diagnostic de l'hypertension et les mécanismes de prise en charge utilisés par les Canadiens ayant déclaré présenter une pression artérielle élevée. Compte tenu du succès remporté par la première version de l'EPMCC, la méthodologie et le contenu ont depuis été adaptés pour deux autres cycles de l'enquête (diabète et asthme/maladie pulmonaire obstructive chronique), dont les données ont été publiées en 2011<sup>28</sup>. La méthodologie a également été adaptée pour l'Enquête sur les personnes ayant des problèmes neurologiques au Canada, dont les données ont été publiées à la fin de 2012<sup>29</sup>. Ces données pourraient créer des occasions de mener de nouvelles recherches, d'influencer l'élaboration des politiques et d'orienter les stratégies visant à améliorer la prévention et le contrôle des maladies chroniques au Canada.

## Remerciements

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts. Aucun financement de l'extérieur n'a été obtenu pour cette étude.

L'enquête a été parrainée et élaborée par l'Agence de la santé publique du Canada (D<sup>re</sup> Paula Stewart, M<sup>me</sup> Asako S. Bienek, M. Jay Onysko, D<sup>re</sup> Christina Bancej, M<sup>me</sup> Deirdre MacGuigan et M<sup>me</sup> Marianne E. Gee) en collaboration avec Statistique Canada (M. Mamadou S. Diallo, M<sup>me</sup> Christy da Silva, M<sup>me</sup> Stacey Wan, M. Sylvain Tremblay, M. Vince Dale, M<sup>me</sup> Cathy Trainor, M<sup>me</sup> Cindy Bennett, M<sup>me</sup> Marie-Noëlle Parent et M<sup>me</sup> Brenda Bélanger).

L'EPMCC-H a été élaborée grâce à la contribution en temps et à l'expertise des membres du groupe de travail externe, soit D<sup>r</sup> Norm R. C. Campbell (Programme éducatif canadien sur l'hypertension), D<sup>re</sup> Femida Gwady-Sridhar (Université Western Ontario), M<sup>me</sup> Robin L. Walker (Université de Calgary), D<sup>r</sup> Janusz Kaczorowski (Université de Montréal), D<sup>r</sup> Michel Joffres (Université Simon Fraser), D<sup>r</sup> Robert P. Nolan (University Health Network et Université de Toronto), D<sup>r</sup> Patrice Lindsay (Réseau canadien contre les accidents cérébrovasculaires) et D<sup>r</sup> Hude Quan (Université de Calgary).

## Références

1. Agence de la santé publique du Canada. Rapport du Système national de surveillance des maladies chroniques : l'hypertension au Canada, 2010, 2010 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Division de la surveillance, Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques; 2011 [consulté le 3 mars 2011]. PDF (1,81 Mo) téléchargeable à partir du lien : [http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/cvd-mcv/ccdss-snsmc-2010/pdf/CCDSS-HTN\\_Report\\_FINAL\\_FR\\_20100513.pdf](http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/cvd-mcv/ccdss-snsmc-2010/pdf/CCDSS-HTN_Report_FINAL_FR_20100513.pdf)
2. Robitaille C, Dai S, Waters C et collab. Diagnosed hypertension in Canada: incidence, prevalence, and associated mortality. *CMAJ*. 2012 Jan;184(1):E49-56.
3. Wilkins K, Campbell NR, Joffres MR et collab. Tension artérielle des adultes au Canada. *Rapp. sur la santé*. 2010 Mar;21(1):37-46.
4. Rabi DM, Daskalopoulou SS, Padwal RS et collab. The 2011 Canadian Hypertension Education Program recommendations for the management of hypertension : blood pressure measurement, diagnosis, assessment of risk, and therapy. *Can J Cardiol*. 2011 Jul-Aug;27(4):415-33.e1-2.
5. Statistique Canada. Autres périodes de référence - Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Composante annuelle [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011 [consulté le 25 mars 2011]. Consultable à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getInstanceList&SurvId=3226&SurvVer=1&Instald=15282&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getInstanceList&SurvId=3226&SurvVer=1&Instald=15282&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2)
6. Statistique Canada. Enquête nationale sur la santé de la population - Volet ménages - Longitudinal (ENSP) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011 [mis à jour le 20 juillet 2011; consulté le 23 mars 2011]. Consultable à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3225&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3225&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2)
7. National Health and Nutrition Examination Survey - NHANES 2005-2006 [Internet]. Atlanta (GA) : Centers for Disease Control and Prevention; 2011 [mis à jour le 29 avril 2011; consulté le 23 mars 2011]. Consultable à la page : [http://www.cdc.gov/nchs/nhanes/nhanes2005-2006/nhanes05\\_06.htm](http://www.cdc.gov/nchs/nhanes/nhanes2005-2006/nhanes05_06.htm)
8. Moser M, Franklin SS. Hypertension management : results of a new national survey for the hypertension education foundation: Harris interactive. *J Clin Hypertens*. 2007 May;9(5):316-23.
9. Reis JP, Dubose KD, Ainsworth BE, Macera CA, Yore MM. Reliability and validity of the occupational physical activity questionnaire. *Med Sci Sports Exerc*. 2005 Dec;37(12):2075-83.
10. Morisky DE, Green LW, Levine DM. Concurrent and predictive validity of a self-reported measure of medication adherence. *Med Care*. 1986 Jan;24(1):67-74.

11. Grace SL, Barry-Bianchi S, Stewart DE, Rukholm E, Nolan RP. Physical activity behavior, motivational readiness and self-efficacy among Ontarians with cardiovascular disease and diabetes. *J Behav Med*. 2007 Feb;30(1):21-9. Epub 2006 Nov 16.
12. Quinn RR, Hemmelgarn BR, Padwal RS et collab. The 2010 Canadian Hypertension Education Program recommendations for the management of hypertension: part 1 - blood pressure measurement, diagnosis, and assessment of risk. *Can J Cardiol*. 2010 May;26(5):241-8.
13. Hackam DG, Khan NA, Hemmelgarn BR et collab. The 2010 Canadian Hypertension Education Program recommendations for the management of hypertension: part 2 - therapy. *Can J Cardiol*. 2010 May;26(5):249-58.
14. National Heart, Lung, and Blood Institute. The seventh report of the Joint National Committee on prevention, detection, evaluation, and treatment of high blood pressure (JNC7) [Internet]. Bethesda (MD) : U.S. Department of Health and Human Services; 2003 [consulté le 23 mars 2011]. Consultable à la page : <http://www.nhlbi.nih.gov/guidelines/hypertension/>
15. National Heart, Lung, and Blood Institute. Third report of the Expert Panel on detection, evaluation, and treatment of high blood cholesterol in adults (adult treatment panel III) [Internet]. Bethesda (MD) : U.S. Department of Health and Human Services; 2003 [consulté le 23 mars 2011]. Consultable à la page : <http://www.nhlbi.nih.gov/guidelines/cholesterol/>
16. Statistique Canada. Documentation - Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada - Guide de l'utilisateur - 2009 [Internet]. 2010 [mis à jour le 29 novembre 2011; consulté le 12 avril 2011]. Consultable à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/document/5160\\_D5\\_T1\\_V1-fra.htm](http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/pub/document/5160_D5_T1_V1-fra.htm)
17. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Composante annuelle (ESCC) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 [mis à jour le 9 juin 2011; consulté le 3 mars 2011]. Consultable à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3226&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2)
18. Bédard Y. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - Aperçu de la méthodologie. *Rapp. sur la santé*. 2002 Mar;13(3):9-14.
19. Desmeules M. Appendix A : overview of National Population Health and Canadian Community Health Surveys. *BMC Women's Health*. 2004 Aug 24;4(Suppl 1):S35.
20. Rao JN. Méthodes bootstrap pour l'analyse de données d'enquête à plan de sondage complexe. La série des symposiums internationaux de Statistique Canada : recueil. Symposium 2006 - Enjeux méthodologiques reliés à la mesure de la santé des populations; 2006. (n° au catalogue 11-522-XIF)
21. Gee ME, Campbell NR, Gwady-Sridhar F et collab. Outcomes Research Task Force of the Canadian Hypertension Education Program. Antihypertensive medication use, adherence, stops and starts in Canadians with hypertension. *Can J Cardiol*. 2012 May;28(3):383-9.
22. Agence de la santé publique du Canada. L'hypertension [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; [mis à jour le 10 décembre 2009; consulté le 29 mars 2011]. Consultable à la page : <http://www.phac-aspc.gc.ca/cd-mc/slcdfs-epamccfi/hypertension-fra.php>
23. Walker RL, Gee ME, Bancej C et collab. Health behaviour advice from health professionals to Canadian adults with hypertension: results from a national survey. *Can J Cardiol*. 2011 Jul-Aug;27(4):446-54.
24. Gee ME, Bienek A, Campbell NRC et collab. Prevalence of, and barriers to, preventive lifestyle behaviours in hypertension (from a national survey of Canadians with hypertension). *Am J Cardiol*. 2012 Feb;109(4):570-5.
25. Bancej CM, Campbell N, McKay DW, Nichol M, Walker R, Kaczorowski J. Home blood pressure monitoring among Canadian adults with hypertension: results from the 2009 Survey on Living with Chronic Diseases in Canada. *Can J Cardiol*. 2010 May;26(5):e152-7.
26. Gee ME, Campbell NR, Bancej CM et collab. Perception of uncontrolled blood pressure and behaviours to improve blood pressure: findings from the 2009 Survey on Living with Chronic Diseases in Canada. *J Hum Hypertens*. 2011 Mar; 26(3):188-95; doi:10.1038/jhh.2011.5.
27. Chiu M, Austin PC, Manuel DG, Tu JV. Comparison of cardiovascular risk profiles among ethnic groups using population health surveys between 1996 and 2007. *CMAJ*. 2010 May;182(8):E301-10.
28. Statistique Canada. Autres périodes de référence - Enquête sur les personnes ayant une maladie chronique au Canada (EPMCC) [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011 [consulté le 22 mars 2011]. Consultable à la page : [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getInstanceList&SurvId=38899&SurvVer=2&Instald=38900&SDDS=5160&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getInstanceList&SurvId=38899&SurvVer=2&Instald=38900&SDDS=5160&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2)
29. Statistique Canada. Enquête sur les personnes ayant des problèmes neurologiques au Canada [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2012 [consulté le 13 avril 2012]. Consultable à la page : <http://www23.statcan.gc.ca/survey-enquete/household-menages/5182-fra.htm>

# Nos méthodes d'identification et de recension des Autochtones influent-elles sur l'évaluation du fardeau de la maladie de ce groupe de population?

W. W. Chan, M.H.P. (1); C. Ng, Ph. D. (2); T. K. Young, M.D. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

## Résumé

**Introduction :** Nous avons examiné la concordance entre les questions de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) relatives à l'identité et à l'ascendance utilisées pour évaluer la taille de la population autochtone au Canada et avons cherché à déterminer si les différentes définitions ont une incidence sur la prévalence de certaines maladies chroniques.

**Méthodologie :** D'après le fichier de microdonnées combinées sur les réponses aux questions sur l'identité et l'ascendance de l'ESCC de 2009-2010, les participants autochtones se divisent en quatre groupes : (A) identité seulement; (B) ascendance seulement; (C) ascendance ou identité et (D) ascendance et identité. La prévalence du diabète, de l'arthrite et de l'hypertension est évaluée à partir des déclarations des participants concernant le diagnostic reçu d'un professionnel de la santé.

**Résultats :** Parmi les participants qui s'identifient comme autochtones, seuls 63 % déclarent avoir un ancêtre autochtone; parmi ceux qui se disent d'ascendance autochtone, seuls 57 % s'identifient comme Autochtones. Le manque de concordance diffère également selon que le sujet est membre des Premières nations, Métis ou Inuit. Cependant, les différences entre méthodes d'estimation de la population autochtone n'ont pas d'incidence significative sur la prévalence des trois maladies chroniques choisies.

**Conclusion :** Le manque de concordance doit être étudié de plus près, en combinant plus de cycles de l'ESCC afin de comparer les écarts entre les régions, les sexes et les statuts socioéconomiques. Il serait bon aussi d'en examiner cette incidence sur d'autres problèmes de santé.

## Introduction

Les grandes disparités dans les résultats de santé entre les Autochtones du Canada et les autres Canadiens sont bien documentées dans les études et dans les rapports des organismes gouvernementaux et des organisations autochtones<sup>1,3</sup>. Le calcul du dénominateur de la population, exigence fondamentale de toute étude épidémiologi-

que, représente une des principales difficultés de l'évaluation de la santé des Autochtones au Canada.

La Constitution du Canada définit comme étant autochtones les membres des Premières nations, les Inuits et les Métis. Par ailleurs, en ce qui concerne les Premières nations, la *Loi sur les Indiens* détermine si la personne est inscrite ou non

inscrite et si elle vit dans une réserve ou hors réserve. Au fil des décennies, Statistique Canada a modifié l'approche qu'elle utilise dans le recensement et dans diverses autres enquêtes<sup>4</sup>. En bref, elle utilise deux concepts, celui de l'identité (la personne se considère comme autochtone) et l'ascendance ou l'origine (la personne déclare avoir un ancêtre autochtone). Cette double approche crée une certaine confusion dans l'évaluation de la taille et de la composition de la population autochtone.

Notre étude visait à déterminer si la double définition de ce qu'est une personne autochtone a une incidence sur l'estimation du fardeau de la maladie. Nous avons analysé une source importante de données sur la santé des Canadiens et des collectivités et régions canadiennes, à savoir l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), que réalise régulièrement Statistique Canada<sup>5,6</sup>. Les échantillons de l'ESCC excluent les réserves mais incluent les territoires du Nord. En conséquence, l'ESCC n'est généralisable qu'à la population des Premières nations vivant hors réserve.

## Méthodologie

Nous avons utilisé le fichier combiné de l'ESCC de 2009-2010 disponible au Centre de données de recherche de Statistique Canada à l'Université de Toronto. L'ESCC identifie les Autochtones à partir de deux questions :

Rattachement des auteurs :

1. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada

2. Institut des sciences médicales, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada

Correspondance : Dr Kue Young, École de santé publique Dalla Lana, 155, rue College, bureau 547, Toronto (Ontario) M5T 3M7; tél. : 416-978-6459; téléc. : 416-946-8055; courriel : kue.young@utoronto.ca



- SDC\_Q4 : « À quels groupes ethniques ou culturels vos ancêtres appartenaient-ils (par exemple : français, écossais, chinois, indien de l'Inde)? » Les intervieweurs devaient marquer toutes les réponses appropriées. Parmi les choix possibles figuraient « Indien de l'Amérique du Nord », « Métis » et « Inuit », mais aucune catégorie « Autochtone ». Dans cet article, nous appelons cette question la question sur l'ascendance.
- SDC\_Q4\_1 : « Êtes-vous un Autochtone, c'est-à-dire un Indien de l'Amérique du Nord, un Métis ou un Inuit? » Suivait la question SDC\_Q4\_2 : « Êtes-vous Indien(ne) de l'Amérique du Nord? », « Êtes-vous Métis(se)? » et « Êtes-vous Inuit(e)? » Dans cet article, nous appelons cette question la question sur l'identité.

Dans cette étude, nous avons défini comme suit différents groupes en fonction des réponses à ces deux questions :

- Groupe A : Les personnes qui ont répondu seulement à la question sur l'identité par l'affirmative (ascendance = non et identité = oui).
- Groupe B : Les personnes qui ont répondu seulement à la question sur l'ascendance par l'affirmative (ascendance = oui et identité = non).
- Groupe C : Les personnes qui ont répondu par l'affirmative à la question sur l'ascendance ou à celle sur l'identité (ascendance = oui ou identité = oui).
- Groupe D : Les personnes qui ont répondu aux deux questions par l'affirmative (ascendance = oui et identité = oui).

Celles qui ont répondu ne pas savoir, qui ont refusé de répondre ou qui n'ont rien indiqué ont été considérées comme n'ayant ni ascendance ni identité autochtone.

Nous avons comparé la prévalence des maladies chroniques dans les groupes autochtones définis par la question sur l'ascendance et dans ceux définis par la question sur l'identité. Nous avons choisi d'analyser les données sur le diabète, l'arthrite et l'hypertension. Les personnes étaient classées comme ayant la maladie si elles répondaient qu'un professionnel de la santé en avait posé le diagnostic.

**TABEAU 1**  
Taille de la population autochtone au Canada d'après les réponses aux questions sur l'ascendance et l'identité posées dans l'ESCC de 2009-2010

		Ascendance <sup>a</sup>		Total
		Oui	Non	
Identité <sup>b</sup>	Oui	582 789	336 377	919 166
	Non	433 891	27 304 067	
	Total	1 016 680		28 737 123

Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Remarque : Les cases ombrées correspondent aux personnes qui ont déclaré ascendance ou identité autochtone.

<sup>a</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu « Indien de l'Amérique du Nord », « Métis » ou « Inuit » à la question suivante sur l'ascendance : « À quels groupes ethniques ou culturels vos ancêtres appartenaient-ils (par exemple : français, écossais, chinois, indien de l'Inde)? »

<sup>b</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question suivante sur l'identité : « Êtes-vous un Autochtone, c'est-à-dire un Indien de l'Amérique du Nord, un Métis ou un Inuit? », suivi par une des questions suivantes : « Êtes-vous Indien(ne) de l'Amérique du Nord? », « Êtes-vous Métis(se)? » ou « Êtes-vous Inuit(e)? »

Toutes les analyses ont été effectuées en utilisant le logiciel SAS version 9.3 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, É.-U.). Comme l'ESCC a un plan d'échantillonnage complexe, les estimations et les écarts types ont été obtenus par la méthode *bootstrap* pondérée en suivant les lignes directrices de Statistique Canada<sup>7</sup>. Pour obtenir le dénombrement et la prévalence des maladies chroniques dans chaque groupe d'ascendance et/ou d'identité autochtone, les

pondérations d'échantillon et les poids *bootstrap* 500 fournis par Statistique Canada ont été utilisés dans la procédure PROC SURVEYFREQ du logiciel SAS.

## Résultats

Les tableaux croisés du dénombrement des Autochtones au Canada fondés sur les questions sur l'identité et l'ascendance montrent que les deux populations ne se

**TABEAU 2**  
Taille des populations des Premières nations, métisse et inuite au Canada d'après les réponses aux questions sur l'ascendance et l'identité posées dans l'ESCC de 2009-2010

	Premières nations	Métis	Inuits
<b>Population (n)</b>			
(A) Identité seulement <sup>a</sup>	446 701	414 697	35 288
(B) Ascendance seulement <sup>b</sup>	727 627	264 510	38 825
(C) L'un ou l'autre <sup>c</sup>	870 934	483 185	48 124
(D) Les deux <sup>d</sup>	303 394	196 022	25 989
<b>Proportion (%)</b>			
(A)/(C)	51,3	85,8	73,3
(B)/(C)	83,5	54,7	80,7
(D)/(C)	34,8	40,6	54,0
(D)/(A)	67,9	47,3	73,6
(D)/(B)	41,7	74,1	66,9

Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

<sup>a</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question suivante sur l'identité : « Êtes-vous un Autochtone, c'est-à-dire un Indien de l'Amérique du Nord, un Métis ou un Inuit? », suivi par une des questions suivantes : « Êtes-vous Indien(ne) de l'Amérique du Nord? », « Êtes-vous Métis(se)? » ou « Êtes-vous Inuit(e)? » (ascendance = non et identité = oui).

<sup>b</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu « Indien de l'Amérique du Nord », « Métis » ou « Inuit » à la question suivante sur l'ascendance : « À quels groupes ethniques ou culturels vos ancêtres appartenaient-ils (par exemple : français, écossais, chinois, indien de l'Inde)? » (ascendance = oui et identité = non).

<sup>c</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question sur l'ascendance ou à celle sur l'identité (ascendance = oui ou identité = oui).

<sup>d</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu aux deux questions par l'affirmative (ascendance = oui et identité = oui).

recourent pas complètement (voir le tableau 1).

À partir des réponses à la question sur l'ascendance, on dénombre 1 016 679 Autochtones au Canada (3,5 % de la population canadienne), tandis qu'en utilisant la question sur l'identité, on arrive à 919 166 Autochtones (3,2 % de la population canadienne). Sur les 919 166 personnes s'identifiant comme Autochtones, seules 582 789 (63,4 %) déclarent avoir un ancêtre autochtone. Sur les 1 016 680 personnes revendiquant une ascendance autochtone, seules 582 789 (57,3 %) s'identifient en fait comme Autochtones. Les personnes revendiquant une ascendance autochtone ET s'identifiant comme

Autochtones (n = 582 789) représentent 43,1 % de celles qui revendiquent une ascendance autochtone OU s'identifient comme Autochtones (1 353 056, la somme des cases ombrées dans le tableau 1).

Le manque de concordance entre les deux méthodes de dénombrement des Autochtones change également selon que la personne est membre d'une Première Nation, Métis ou Inuit (voir le tableau 2).

Le tableau 3 montre les estimations de prévalence brute (intervalle de confiance à 95 %) pour le diabète, l'arthrite et l'hypertension entre la population autochtone et non autochtone selon les différentes définitions. Les principales diffé-

rences sont entre la population autochtone, quelle qu'en soit la définition, et la population non autochtone, les différentes méthodes utilisées pour définir la population autochtone n'influent guère sur l'ampleur des estimations relatives aux maladies chroniques.

## Analyse

Remédier aux disparités en matière de santé entre la population autochtone et non autochtone au Canada est un objectif stratégique important des organismes gouvernementaux, des organisations autochtones et des fournisseurs de soins de santé. Il faut, avant de définir l'ampleur du problème, arriver à un calcul précis de la population utilisée comme dénominateur ainsi que du fardeau de la maladie. Or les réponses aux questions sur l'identité et l'ascendance posées dans le recensement ne concordent pas (communication personnelle, Paul Peters, Statistique Canada, 31 octobre 2011), pour des raisons que l'on comprend mal. À cet égard, nous avons relevé des différences entre les membres des Premières nations, les Métis et les Inuits. Il pourrait y avoir fort bien également des différences entre régions, sexes et statuts socioéconomiques. Nous souhaitons attirer l'attention des utilisateurs des enquêtes sur la santé de Statistique Canada sur ces écarts. Une étude plus poussée s'impose, en regroupant davantage de cycles de l'ESCC ou en utilisant les données de recensement.

## Conclusion

Il est rassurant de voir qu'il n'y a pas de différences significatives, pour trois maladies chroniques (diabète, arthrite et hypertension autodéclarés), entre les estimations de prévalence reposant sur la question sur l'identité et celles reposant sur la question sur l'ascendance. Toutes font ressortir la même relation par rapport à la population non autochtone, ce qui confirme les études réalisées à partir de l'ESCC<sup>5,6</sup> et d'autres enquêtes comme l'Enquête auprès des peuples autochtones<sup>8</sup>. Il reste à vérifier si d'autres maladies chroniques varient selon la méthode employée pour dénombrer la population autochtone utilisée en dénominateur.

**TABEAU 3**  
**Prévalence brute de certaines maladies chroniques fondée sur l'autodéclaration dans l'ESCC 2009-2010**

	Population (n)	Cas (n)	Prévalence (%)	IC à 95 %
<b>Diabète</b>				
Non-Autochtones	27 371 441	1 679 098	6,1	5,9 à 6,4
Autochtones				
Identité seulement <sup>a</sup>	918 849	67 799	7,4	6,3 à 8,4
Ascendance seulement <sup>b</sup>	1 015 718	71 371	7,0	6,1 à 8,0
Identité ou ascendance <sup>c</sup>	1 352 095	94 321	7,0	6,1 à 7,9
Identité et ascendance <sup>d</sup>	582 472	44 848	7,7	6,5 à 8,9
<b>Arthrite</b>				
Non-Autochtones	26 618 055	4 103 368	15,4	15,2 à 15,8
Autochtones				
Identité seulement <sup>a</sup>	873 695	161 251	18,5	16,7 à 20,2
Ascendance seulement <sup>b</sup>	978 118	165 383	16,9	15,3 à 18,5
Identité ou ascendance <sup>c</sup>	1 296 515	228 474	17,6	16,2 à 19,1
Identité et ascendance <sup>d</sup>	555 299	98 161	17,7	15,6 à 19,8
<b>Hypertension</b>				
Non-Autochtones	27 320 981	4 703 035	17,2	16,9 à 17,5
Autochtones				
Identité seulement <sup>a</sup>	911 895	114 689	12,6	11,3 à 13,9
Ascendance seulement <sup>b</sup>	1 009 344	130 005	12,9	11,6 à 14,2
Identité ou ascendance <sup>c</sup>	1 344 813	169 462	12,6	11,5 à 13,7
Identité et ascendance <sup>d</sup>	576 426	75 232	13,1	11,5 à 14,6

Abréviations : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance.

<sup>a</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question suivante sur l'identité : « Êtes-vous un Autochtone, c'est-à-dire un Indien de l'Amérique du Nord, un Métis ou un Inuit? » (ascendance – non et identité – oui).

<sup>b</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question suivante sur l'ascendance : « À quels groupes ethniques ou culturels vos ancêtres appartenaient-ils (par exemple : français, écossais, chinois, indien de l'Inde)? » (ascendance – oui et identité – non).

<sup>c</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question sur l'identité ou à celle sur l'ascendance (ascendance – oui ou identité – oui).

<sup>d</sup> Participants à l'ESCC qui ont répondu par l'affirmative à la question sur l'identité et à celle sur l'ascendance (ascendance – oui et identité – oui).

---

## Références

1. Waldram JB, Herring DA, Young TK. Aboriginal health in Canada: historical, cultural, and epidemiological perspectives. 2nd edition. Toronto (Ont.): University of Toronto Press; 2006.
2. Santé Canada. Profil statistique de la santé des Premières nations au Canada. Ottawa (Ont.) : Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits, Santé Canada; 2011 [consultation le 9 janv. 2012]. Consultable en ligne à la page : <http://www.hc-sc.gc.ca/fniiah-spni/intro-fra.php>
3. Health indicators of Inuit Nunangat within the Canadian context: 1994-1998 and 1999-2003. Ottawa (Ont.): Inuit Tapiriit Kanatami; 2010 [consultation le 9 janv. 2012]. PDF (905 Ko) téléchargeable à partir du lien : <http://www.itk.ca/sites/default/files/20100706/health-Indicators-Inuit-Nunangat-EN.pdf>
4. Statistique Canada. Comment identifie-t-on les peuples autochtones à Statistique Canada. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2007 [consultation le 9 janv. 2012] [Statistique Canada, n° 12-592-XIF au catalogue]. PDF (908 Ko) téléchargeable à partir du lien : <http://www.statcan.gc.ca/pub/12-592-x/12-592-x2007001-fra.pdf>
5. Lix LM, Bruce S, Sarkar J, Young TK. Facteurs de risque et problèmes de santé chroniques chez les Autochtones et les non-Autochtones. Rapports sur la santé, 2009;20(4):23-32.
6. Sarkar J, Lix LM, Bruce S, Young TK. Ethnic and regional differences in prevalence and correlates of chronic diseases and risk factors in northern Canada. Prev Chronic Dis. 2010;7(1):A13.
7. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Composante annuelle : guide de l'utilisateur : fichiers de microdonnées de 2010 et 2009-2010. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2011 juin [consultation le 9 janv. 2012]. PDF (2,66 Mo) téléchargeable à partir de la page : [www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/3226\\_D7\\_T9\\_V8-fra.pdf](http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/3226_D7_T9_V8-fra.pdf)
8. Ng C, Chatwood S, Young TK. Arthrite dans la population autochtone canadienne : différences entre le Nord et le Sud en ce qui a trait à la prévalence et aux corrélats. Maladies chroniques au Canada. 2010;31(1):26-31.

# MCBC : Information pour les auteurs

## Mandat de MCBC

*Maladies chroniques et blessures au Canada* (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle qui traite de la prévention des maladies non transmissibles et des blessures au Canada ainsi que de la lutte contre celles-ci. Ses articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs. Le contenu des articles peut couvrir des projets de recherche en épidémiologie, en santé publique ou communautaire, en biostatistique, en sciences du comportement, en services de santé et en économie de la santé. MCBC favorise la communication sur les maladies chroniques et les blessures entre professionnels de la santé publique, épidémiologistes et chercheurs, planificateurs de politiques de la santé et éducateurs en santé. Les articles sont choisis en fonction de leur qualité scientifique, de leur pertinence en santé publique, de leur clarté, de leur concision et de l'exactitude technique. Même si MCBC est une publication de l'Agence de la santé publique du Canada, les contributions de membres ne travaillant pas pour le gouvernement fédéral sont les bienvenues.

## Pourquoi publier des articles dans MCBC?

Étant donné que la revue est en libre accès et qu'elle est totalement bilingue, elle est consultée par des lecteurs des États-Unis, d'Europe et d'Afrique francophone. MCBC jouit d'une forte présence en ligne parce qu'elle est répertoriée, entre autres, par Index Medicus/MEDLINE (Pubmed), Journal Citation Reports/Science Edition (Thomson Reuters), Elsevier, CAB Abstracts/Global Health, SciVerse Scopus, la Bibliothèque virtuelle canadienne de la santé, Scisearch, EBSCO, ProQuest et MediaFinder. La revue est une plateforme importante d'échange de connaissances au sein de la communauté de la santé publique au Canada.

## Types d'articles

### Article de fond évalué par des pairs

Article de recherche quantitative : Article dont le corps du texte compte un maximum de 3 500 mots en anglais, (4 400 mots en français) (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et les références), présenté sous forme de recherche originale, de rapports de surveillance, d'examen systématiques (notamment des méta-analyses) ou d'articles méthodologiques. Un résumé structuré de 250 mots maximum en anglais (345 mots en français) doit être inclus.

Article de recherche qualitative : Article dont le corps du texte compte un maximum de 5 000 mots en anglais (6 500 mots en français) (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et les références). Un résumé structuré de 250 mots maximum en anglais (345 mots en français) doit être inclus. MCBC suit les lignes directrices de *Social Science and Medicine* concernant les articles de recherche qualitative : [http://www.elsevier.com/wps/find/journaldescription.cws\\_home/315/authorinstructions](http://www.elsevier.com/wps/find/journaldescription.cws_home/315/authorinstructions).

**Rapport d'étape** : Description de programmes nationaux, d'études ou de systèmes d'information qui portent sur la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots en anglais, de 3 900 mots en français). Un rapport d'étape peut faire l'objet d'une évaluation par les pairs, et le rédacteur en chef peut exiger la présentation d'un résumé.

**Forum pancanadien** : Conçu pour que les auteurs puissent présenter ou échanger de l'information ou discuter sur des données de surveillance régionale ou nationale, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à des politiques en santé publique (maximum de 3 000 mots en anglais ou de 3 900 mots en français). Les documents peuvent faire l'objet d'une évaluation par les pairs, et le rédacteur en chef peut exiger la présentation d'un résumé.

**Rapport d'atelier ou de conférence** : Compte rendu d'événements importants concernant la santé publique nationale tenus récemment (maximum de 1 200 mots en anglais ou de 1 560 mots en français). Résumé non requis.

**Note de synthèse** : Maximum de 1 000 mots (1 300 mots en français). La note de synthèse permet aux auteurs de littérature grise de voir leurs résultats pertinents apparaître dans PubMed en tant que « nouvelles ». Résumé non requis.

**Compte rendu de livre ou de logiciel** : Les comptes rendus sont habituellement proposés par les rédacteurs (800 mots en anglais ou 1 000 mots en français), mais les offres de compte rendu sont les bienvenues. Résumé non requis.

**Lettre au rédacteur en chef** : Les commentaires sur des articles récemment publiés dans MCBC sont pris en considération pour publication (maximum de 500 mots en anglais ou de 630 mots en français). Les commentaires doivent être reçus au plus tard un mois après la date de publication de l'article en question pour être pris en considération. Résumé non requis.

## Liste de vérification pour la présentation de manuscrit

Les manuscrits doivent être envoyés au rédacteur en chef de *Maladies chroniques et blessures au Canada*, à [edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca](mailto:edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca).

Étant donné que MCBC se conforme en général aux exigences « Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals » approuvées par l'International Committee of Medical Journal Editors, les auteurs devraient consulter ce document (sauf pour les illustrations) pour préparer leur manuscrit à MCBC (voir [www.icmje.org](http://www.icmje.org)). Pour obtenir une feuille de style plus détaillée, veuillez communiquer avec la gestionnaire de la rédaction, à [edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca](mailto:edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca).

**Lettre d'accompagnement et conditions de paternité de l'oeuvre** : Le document doit être signé par tous les auteurs, lesquels affirment avoir lu et approuvé le manuscrit final. Les auteurs doivent confirmer que le matériel n'a pas été publié ailleurs en partie ou en totalité et que l'article n'est pas en cours d'évaluation pour publication ailleurs. Les auteurs doivent confirmer qu'ils remplissent les conditions de paternité de l'oeuvre suivantes : participation à la conception et à la conceptualisation de l'étude, et/ou à l'analyse ou à l'interprétation des données et/ou à la rédaction de l'article. Les auteurs doivent signaler tout conflit d'intérêts le cas échéant.

Veuillez envoyer une copie numérisée de la lettre signée par télécopieur (613-941-2057) ou par courriel ([edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca](mailto:edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca)).

**Première page titre** : Titre concis; nom au complet, affiliations institutionnelles et diplôme le plus élevé de chaque auteur; nom, adresse postale, courriel, numéro de téléphone et numéro de télécopieur des auteurs ressource; compte de mots du résumé et du corps du texte (pris séparément); numéros des tableaux et des figures.

**Deuxième page titre** : Titre seulement; dématérialiser la numérotation des pages à partir de celle-ci, soit la page 1.

**Résumé** : Texte structuré (introduction, méthodologie, résultats, conclusion); maximum de 250 mots; inclure de 3 à 8 mots clés (préférentiellement à partir des termes Medical Subject Headings [MeSH] d'Index Medicus).

**Texte** : En format Microsoft Word, à double interligne, marges d'un pouce (25 mm), police de caractères de taille 12. Dans le cas d'articles de recherche faisant l'objet d'une évaluation par les pairs, il faut adopter la structure suivante (sections) : Introduction, Méthodologie, Résultats, Analyse/Discussion et Conclusion. La

section « Analyse/Discussion » devrait comporter une sous-section « Forces et limites ». Pour la conclusion, il faut éviter les énoncés ne correspondant pas aux résultats de l'étude.

**Remerciements** : Inclure l'aide matérielle et financière; si une personne est remerciée, les auteurs doivent indiquer dans la lettre d'accompagnement qu'ils ont obtenu la permission de cette dernière par écrit.

**Références** : Respecter le style Vancouver (des exemples se trouvent à : <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK7256/> pour l'anglais; pour le français, utiliser notre feuille de style détaillée\* ou un numéro récemment paru); nommer jusqu'à six auteurs par référence (trois premiers auteurs, puis « et collab. » s'il y en a plus de six). La numérotation doit figurer en exposant, dans l'ordre suivi dans le texte, les tableaux et les figures. Prière de ne pas utiliser la fonction de numérotation automatique des références du logiciel de traitement de texte ni les inclusions automatiques de logiciels bibliographiques. Pour les observations ou les données non publiées ou encore les communications personnelles utilisées (déconseillées), il faut les indiquer dans le texte, entre parenthèses (les auteurs doivent obtenir la permission par écrit). Les auteurs doivent vérifier l'exactitude des références et des hyperliens.

**Tableaux et figures** : Les tableaux et figures préparés dans Word doivent figurer à la fin du document principal. S'ils ont été préparés dans Excel, il faut les sauvegarder dans un fichier séparé. Ils doivent être aussi explicites et concis que possible, numérotés dans l'ordre dans lequel ils apparaissent dans le texte et les notes explicatives des tableaux doivent être insérées en bas de page et indiquées à l'aide de lettres minuscules (en ordre alphabétique) en exposant. Les figures ne peuvent être que des graphiques, des organigrammes ou diagrammes ou des cartes (aucune photo). Si les figures sont fournies dans le document Word, les données brutes correspondantes seront demandées une fois le manuscrit accepté pour publication.

## Processus de révision

Dans le cas d'articles soumis à une évaluation par les pairs, une fois les évaluations reçues, le rédacteur scientifique adjoint responsable de l'article se prononcera sur celles-ci et formulera l'une des recommandations suivantes : accepter l'article; réévaluer l'article après modifications mineures; réévaluer l'article après modifications majeures; rejeter l'article.

Dans le cas d'un article à « réévaluer après modifications majeures », les auteurs auront deux mois pour y apporter les modifications nécessaires.

Si votre manuscrit est accepté après l'évaluation par les pairs, il est nécessaire de suivre notre processus interne de révision avant l'acceptation finale.

## Droits d'auteur

L'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) demande aux auteurs de céder officiellement par écrit leurs droits d'auteur pour chaque article publié dans la revue *Maladies chroniques et blessures au Canada* (MCBC). Une fois l'article accepté pour publication, un formulaire de renonciation aux droits d'auteur sera envoyé pour signature. Pour de plus amples renseignements, communiquez avec le rédacteur en chef, à [edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca](mailto:edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca).

## Éthique en matière de publication

Étant donné que MCBC se conforme en général aux exigences « Uniform Requirements for Manuscripts Submitted to Biomedical Journals » approuvées par l'International Committee of Medical Journal Editors, les auteurs doivent consulter ce document à propos de l'éthique en matière de publication ([www.icmje.org](http://www.icmje.org)).

\* Pour obtenir une feuille de style plus détaillée, veuillez communiquer avec la gestionnaire de la rédaction, à [edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca](mailto:edie.mcbe@phac.aspc.gc.ca).